

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

O Impacto do Investimento Público
sobre a Taxa de Câmbio Real,
o Investimento Privado, o Produto e o Emprego:
Uma Abordagem Empírica do Caso Português

José Clemente Gomes

Sob orientação de:

Doutor Paulo M. B. Brito

Constituição do Júri:

Doutor Manuel Victor M. Martins

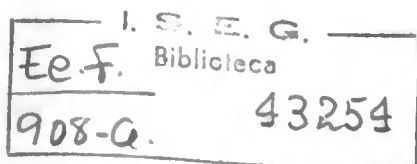
Doutora Maria Isabel S. H. C. Rio de Carvalho

Doutor Paulo M. B. Brito

Lisboa

Fevereiro de 1996.

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO



HC79.P83
G66
1996

O Impacto do Investimento Público
sobre a Taxa de Câmbio Real,
o Investimento Privado, o Produto e o Emprego:
Uma Abordagem Empírica do Caso Português

José Clemente Gomes

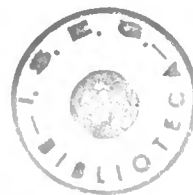
Tese de Mestrado em:
Economia Monetária e Financeira

Sob orientação de:
Doutor Paulo M. B. Brito

Constituição do Júri:
Doutor Manuel Victor M. Martins
Doutora Maria Isabel S. H. C. Rio de Carvalho
Doutor Paulo M. B. Brito

Tese financiada por:
JNICT - Junta Nacional de Investigação Científica e Tecnológica
Programa Ciência

Lisboa, Fevereiro de 1996



À Maria Alice

Em memória dos meus pais



Agradecimentos

Ao Prof. Paulo Brito, pela orientação, apoio, paciência e compreensão com acompanhou a realização deste trabalho.

Aos meus colegas José Aparício e Carlos Costa pelas sugestões e incentivo.

À JNICT - Junta Nacional de Investigação Científica e Tecnológica pelo apoio financeiro concedido no âmbito do Programa Ciência.

Ao Dr. Issuf Ahmad e à Dra. Maria Amália, directores do GAFEPP - Gabinete para a Análise do Financiamento do Estado e das Empresas Públicas do Ministério das Finanças, pela compreensão e incentivo manifestado ao longo da realização do trabalho.

À minha mulher, Maria Alice, por tudo o que suportou e pelo apoio e estímulo decisivos na concretização do trabalho.

ÍNDICE

Introdução.....	1
1. - Enquadramento teórico e formulação de uma estratégia de abordagem.....	6
1.1 - Capital público, capital privado, emprego e produto.....	7
1.1.1 - A função de produção neoclássica.....	8
1.1.2 - Um modelo de crescimento endógeno com serviços públicos produtivos.....	10
1.1.3 - Evidência empírica.....	16
1.2 - Capital público e taxa de câmbio real.....	22
1.3 - Estratégia de abordagem empírica.....	25
2 - Aplicação empírica ao caso português.....	28
2.1 - Apresentação dos dados.....	28
2.2 - Vectores autoregressivos (VAR).....	39
2.3 - Testes de integração e cointegração.....	42
2.3.1 - Integração.....	42
2.3.2 - Cointegração.....	44
2.3.2.1 - Método de Engle-Granger.....	45
2.3.2.1 - Método de Johansen.....	47
2.4 - Estimação do modelo.....	50
2.4.1 - A ordem do VAR.....	50
2.4.2 - Estimação.....	52
2.4.3 - Análise dos resíduos.....	53
2.4.4 - Funções impulso-resposta.....	56
2.4.5 - Decomposição da variância dos erros de previsão.....	60

3 - Análise dos resultados.....	62
3.1 - Relações de causalidade.....	62
3.1.1 - Causalidade capital / público capital privado.....	63
3.1.2 - Causalidade capital público / taxa de câmbio real.....	66
3.2 - Impacto do capital público sobre o capital privado, o produto, o emprego e a taxa de câmbio real.....	67
3.2.1 - Impacto no capital privado.....	68
3.2.2 - Impacto no produto.....	69
3.2.3 - Impacto no emprego.....	71
3.2.4 - Impacto na taxa de câmbio real.....	73
4 - Conclusões.....	76
Anexo I - Estimativa do stock de capital líquido na economia portuguesa.....	80
Bibliografia.....	105

Introdução

A coincidência temporal, no final dos anos 80, entre a aceleração do processo de apreciação real do escudo e o lançamento de um importante programa de investimentos públicos, com predominância dos investimentos em infraestruturas, levou a questionar-se a existência de uma eventual ligação entre os dois fenómenos.

O facto de uma das vias de transmissão entre os acréscimos do capital público e o fenómeno de apreciação real, ser a possível existência de externalidades positivas associadas ao capital público, susceptíveis de melhorar a eficiência marginal do capital privado e aumentarem a produtividade, sugeriu a importância de se estudarem igualmente as relações entre o capital público e as variáveis básicas das funções de produção.

Com efeito, os acréscimos do capital público podem afectar o nível da taxa de câmbio real por duas vias fundamentais: pela existência de um efeito despesa que induza variações nos preços dos bens não transaccionáveis e pela alteração do nível de equilíbrio dos determinantes fundamentais (*fundamentals*) da taxa de câmbio real.

Se se verificar somente um efeito despesa, sem modificação dos *fundamentals*, o impacto do capital público sobre a taxa de câmbio real será temporário, e esta tenderá a regressar ao seu nível de equilíbrio anterior. Se, pelo contrário, existir alteração do nível de equilíbrio dos *fundamentals*, esse impacto poderá ser permanente, situando-se a taxa de câmbio real a um novo nível que assegure, em simultâneo, o equilíbrio interno e externo.

O problema da produtividade do capital público tem estado no centro de um interessante debate, desencadeado pelo trabalho de Aschauer [1989], que concluiu pela existência de um forte impacto positivo do stock de capital público, não militar e não habitacional, sobre a produtividade no sector privado. Esse debate tem vindo a ser sucessivamente alargado a outras questões, como as relações de causalidade entre capital público e capital privado ou o impacto do capital público sobre o emprego.

Pretendendo-se dar um contributo para o estudo desta problemática, no contexto da economia portuguesa, fixou-se como objectivo fundamental deste trabalho a resposta às seguintes questões:

- existe uma relação de causalidade entre os acréscimos no stock de capital público e o andamento da taxa real de câmbio do escudo ?
- existe uma relação de causalidade e causalidade inversa entre capital público e capital privado ?
- qual o impacto do aumento do stock de capital público sobre a taxa de câmbio real, o capital privado, o emprego e o produto ?

O nível da abordagem que se irá fazer será essencialmente empírico, não se pretendendo realizar uma discussão teórica mais ou menos aprofundada destas questões. A estratégia de abordagem empírica adoptada, embora tendo em conta a teoria económica pertinente, assenta na formulação de um número mínimo de hipóteses de base e visa, a partir da evidência empírica, ensaiar uma resposta às questões levantadas.

Dado que se admitiu existirem interacções significativas entre as variáveis em causa, que seria difícil captar no quadro das abordagens econométricas tradicionais,

enveredou-se pela formalização e estimação de um modelo com base nos vectores autoregressivos (VAR). Nos VAR, todas as variáveis podem ser consideradas endógenas, o que permite uma mais fácil determinação da existência de *feedback* entre elas. Esta metodologia conduz à obtenção de instrumentos importantes para a análise da dinâmica de ajustamento de cada uma das variáveis, face a choques em cada uma das restantes.

A estimação de um modelo que inclui o stock de capital público e o stock de capital privado, suscitou a questão da existência de informação estatística adequada. Como é sabido, não existe uma estimativa oficial para o stock de capital na economia portuguesa. Das estimativas não oficiais, a de Santos [1984] e a de Freitas e Amaral [1994], embora recorrendo à mesma metodologia e cobrindo períodos complementares, não podem ser compatibilizadas, nomeadamente por utilizarem conceitos diferenciados para sector público (incluindo as empresas públicas no primeiro caso e excluindo no segundo). Quanto à estimativa apresentada por Neves [1994], só contempla o stock de capital total.

Para ultrapassar o problema, poder-se-iam seguir duas vias: recorrer à utilização das séries do investimento público e do investimento privado como “proxy” dos respectivos stocks de capital, ou proceder à estimação das séries do stock de capital público e privado para o período necessário. Tendo em conta que a primeira via é sempre susceptível de introduzir algum enviesamento nos resultados, optou-se pela segunda.

Foram estimadas as séries do stock de capital líquido público, privado e total para o período de 1958 a 1994, a preços de 1990, bem como uma série do stock de capital líquido das empresas públicas para o período de 1958 a 1976, que se apresentam no anexo I, onde se faz igualmente uma descrição sucinta da metodologia utilizada - o método do inventário permanente - bem como uma pequena análise dos resultados obtidos.

O não prolongamento até à actualidade da série relativa às empresa públicas, resulta, fundamentalmente, de dificuldades na obtenção da informação estatística de base, que se abordam no referido anexo. Em consequência, o conceito de sector público utilizado corresponde somente às administrações públicas (sector S60 das contas nacionais) estando o stock de capital das empresas públicas incluído no sector privado. Trata-se de uma limitação importante, dado que parte significativa do investimento em infraestruturas é feito através de empresas públicas.

Apesar das limitações apontadas, as séries do stock de capital líquido na economia portuguesa, agora apresentadas, são suficientemente consistentes e alongadas para servirem de base a estudos de natureza empírica.

Tendo em conta o que se disse, o valor acrescentado associado à realização deste trabalho traduz-se, fundamentalmente:

- na disponibilização de séries longas, e consistentes, para o stock de capital líquido, público e privado, na economia portuguesa;
- na abordagem empírica de alguns factos estilizados associados ao stock de capital público.

O trabalho encontra-se organizado em quatro capítulos. No capítulo 1 faz-se o enquadramento teórico do problema e formula-se uma estratégia de abordagem do mesmo através dos vectores autoregressivos. No capítulo 2 descreve-se a aplicação empírica ao caso português. Começa-se pela apresentação e análise dos dados e faz-se o estudo da ordem de integração das variáveis e da eventual existência de relações de cointegração entre elas. Determina-se, ainda, a ordem dos desfasamentos a utilizar no VAR e apresentam-se os resultados da estimação. No capítulo 3 procede-se à análise dos resultados obtidos e à sua comparação com os de

estudos similares. Finalmente, no capítulo 4 apresenta-se uma síntese das principais conclusões.



1. - Enquadramento teórico e estratégia de abordagem empírica

Tradicionalmente, a literatura macroeconómica dedica pouca atenção ao investimento público. Sendo certo que não é posta em causa a sua importância no crescimento económico, que se admite implicitamente, também é verdade que, até muito recentemente, raramente se distinguia entre investimento público e investimento privado.

Ao capital público não era atribuído qualquer papel específico na função de produção agregada. Capital público e capital privado eram encarados como substitutos, sendo que o primeiro seria, em geral, menos eficiente que o segundo. Ao aumentar a sua despesa, mesmo que em investimento, o sector público estaria a disputar com o sector privado os meios de financiamento disponíveis, originando um acréscimo da taxa de juro real e um efeito de expulsão (*crowding out*) do capital privado. Daqui resultava a conclusão de que o investimento público se deveria limitar às situações estritamente indispensáveis para assegurar a provisão dos bens públicos.

Stiglitz [1988] define bens públicos como sendo aqueles que possuem duas características fundamentais: não é possível racionar o seu uso (impossibilidade de exclusão) e não é desejável racionar o seu uso, porque não existe rivalidade de consumo. A não rivalidade de consumo significa que o facto de mais um indivíduo consumir o bem em causa, não diminui a quantidade desse bem disponível para os restantes indivíduos. De forma equivalente, significa que o custo marginal de fornecer o bem a mais um indivíduo é nulo. Nestas condições, o mercado não assegura a sua provisão eficiente (existe uma falha do mercado), pelo que será racional a sua provisão pelo sector público.

Embora sejam muito poucos os bens que cabem inteiramente nesta definição - a defesa nacional seria um deles - e se discuta o grau em que os bens devem verificar estas duas características para poderem ser considerados públicos, admite-se, em geral, que a provisão de bens e serviços pelo sector público será racionalmente justificável sempre que existam falhas de mercado. Entre outras situações de falhas de mercado, Stiglitz [1988] refere aquelas em que existem rendimentos crescentes com a escala susceptíveis de conduzir a monopólios naturais (caso das redes de abastecimento de águas, das redes de distribuição de electricidade ou das redes telefónicas convencionais) e aquelas que são geradoras de externalidades positivas, em que o produtor dessas externalidades se vê impossibilitado de fazer repercutir integralmente nos beneficiários os custos a elas associados (de que são exemplo o controlo e combate à poluição ambiental e infraestruturas de base como as ruas, estradas e redes de saneamento básico).

1.1 - Capital público, capital privado. emprego e produto

O instrumento básico de análise das relações entre produto, capital e trabalho são as funções de produção. Estas são formas matemáticas que relacionam a quantidade de inputs (trabalho e capital) com a quantidade de output (produto) no contexto de um determinado processo de produção:

$$(1.1) \quad Y = f(K, L)$$

A cada particular combinação dos factores produtivos utilizada na produção corresponde uma dada tecnologia.

1.1.1 - A função de produção neoclássica

A função de produção (1.1) é neoclássica se verificar três propriedades (Barro e Sala-i-Martin [1995]):

- 1) para qualquer valor de K e L maior que zero, a produtividade marginal do capital e do trabalho são positivas mas decrescentes, pelo que $f(.)$ é uma função contínua, crescente, com primeiras derivadas positivas e segundas derivadas negativas:

$$(1.2) \quad \frac{\partial f}{\partial K} > 0, \quad \frac{\partial^2 f}{\partial K^2} < 0; \quad \frac{\partial f}{\partial L} > 0, \quad \frac{\partial^2 f}{\partial L^2} < 0$$

- 2) a função $f(.)$ apresenta rendimentos constantes à escala, sendo uma função linear e homogénea de grau 1:

$$(1.3) \quad f(\lambda K, \lambda L) = \lambda \cdot f(K, L), \text{ com: } \lambda > 0$$

- 3) a função $f(.)$ verifica as condições de Inada, isto é, o produto marginal do capital tende para zero quando o capital tende para o infinito e tende para o infinito quando o capital tende para zero:

$$(1.4) \quad \lim_{K \rightarrow \infty} (F_K) = \lim_{L \rightarrow \infty} (F_L) = 0 \quad \text{e} \quad \lim_{K \rightarrow 0} (F_K) = \lim_{L \rightarrow 0} (F_L) = \infty$$

Dado que $f(.)$ apresenta rendimentos constantes à escala, então: $Y = f(K, L) = L \cdot f(K/L, 1) = L \cdot g(k)$, onde: $k = K/L$ é o rácio capital/trabalho (intensidade capitalística) e $g(k)$ é igual a $f(k, 1)$. Dividindo a expressão anterior por L, obtém-se a função de produção per capita:

$$(1.5) \quad y = g(k)$$

onde: $y = Y/L$ é o produto per capita.

Diferenciando (1.5), obtém-se as expressões para as produtividades marginais do capital e do trabalho:

$$(1.6) \quad \frac{\partial Y}{\partial K} = g'(k) \quad \text{e} \quad \frac{\partial Y}{\partial L} = [g(k) - k \cdot g'(k)]$$

Tendo em conta as condições de Inada, tem-se que: $\lim_{k \rightarrow \infty} [g'(k)] = 0$ e $\lim_{k \rightarrow 0} [g'(k)] = \infty$.

No caso da tecnologia de produção ser representada por uma função Cobb-Douglas, ter-se-ia:

$$(1.7) \quad Y = A \cdot K^{\alpha} \cdot L^{1-\alpha}$$

onde: A representa o nível da tecnologia e $0 < \alpha < 1$.

A produtividade marginal do capital e do trabalho será então dada pelas expressões:

$$(1.8) \quad \frac{\partial Y}{\partial K} = Y_K = A \cdot \alpha \cdot K^{\alpha-1} \cdot L^{1-\alpha} = \alpha \cdot \frac{Y}{K}, \quad \text{e} \quad \frac{\partial Y}{\partial L} = Y_L = (1 - \alpha) \cdot \frac{Y}{L}$$

que verificam as condições de Inada.

A hipótese de rendimentos decrescentes com o capital, e a exogeneidade do nível da tecnologia, conduz os modelos de crescimento baseados na função de produção neoclássica à incapacidade de explicar a persistência secular de taxas de

crescimento positivas do produto per capita, sem evidência de que tendam a declinar. Essa contradição está na origem de desenvolvimentos recentes que conduziram à formulação de modelos com crescimento endógeno, onde se admite a hipótese de rendimentos crescentes num largo conjunto de bens de capital.

1.1.2 - Um modelo de crescimento endógeno com serviços públicos produtivos

É particularmente interessante do ponto de vista deste trabalho, o modelo de crescimento endógeno formulado por Barro e Sala-i-Martin [1995] para estudar o papel do sector público no crescimento.

Na economia considerada, as famílias, que têm vida infinita, fornecem serviços de trabalho, pelos quais recebem salários, recebem rendimentos sobre os activos que detêm, adquirem bens de consumo e poupam, acumulando novos activos. A família representativa maximiza a utilidade, que é dada pela expressão:

$$(1.9) \quad U = \int_0^{\infty} e^{-(\rho-n)t} \cdot \left[\frac{c^{(1-\theta)} - 1}{(1-\theta)} \right] dt$$

s.a.

$$(1.10) \quad \dot{a} = (r - n) \cdot a + w - c$$

em que : $\rho > 0$ representa a taxa de preferência intertemporal, n a taxa de crescimento da população, a os activos per capita, r a taxa de juro, w a taxa de salário. $\theta > 0$ é uma constante, correspondendo ao simétrico da elasticidade da utilidade marginal.

Impõe-se ainda uma restrição ao endividamento crescente (regra de *no Ponzi game*):



$$(1.11) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \left\{ a(t) \cdot \exp \left[- \int_0^t [r(u) - n] du \right] \right\} \geq 0$$

em que u é o valor actual do preço sombra do rendimento, representando o valor do aumento do rendimento no momento t medido em unidades do momento 0. Com esta restrição, o endividamento per capita de uma família, que implica $a(t) < 0$, tem de crescer a uma taxa inferior a $[r(t) - n]$ e o nível de endividamento a uma taxa inferior a $r(t)$.

A condição de optimização é:

$$(1.12) \quad \gamma_c \equiv \dot{c}/c = (1/\theta) \cdot (r - \rho)$$

o que significa que a taxa de crescimento do consumo per capita é determinada pela relação entre a taxa de juro (r) e da taxa de preferência intertemporal (ρ), sendo a resposta de γ_c à diferença entre r e ρ determinada pela elasticidade de substituição intertemporal $1/\theta$, que é constante.

A condição de transversalidade:

$$(1.13) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \left\{ a(t) \cdot \exp \left[- \int_0^t [r(u) - n] du \right] \right\} = 0$$

implica que a quantidade de activos per capita cresce assintoticamente a uma taxa inferior a $(r - n)$ ou, de forma equivalente, que o nível de activos cresce a uma taxa inferior a r .

O sector público compra ao sector privado uma parte da sua produção para garantir a provisão de serviços públicos gratuitos (G). Esses serviços públicos correspondem

a bens públicos, isto é, a bens em relação aos quais existe impossibilidade de exclusão e não existe rivalidade de consumo, pelo que cada empresa pode utilizar a totalidade de G , sem que isso diminua a quantidade de G disponível para as restantes.

As empresas adquirem às famílias serviços de trabalho e capital, pelos quais pagam uma taxa de salário (w) e uma taxa de rendimento ($r + \delta$), em que: r é a taxa de juro dos empréstimos entre famílias e $\delta \geq 0$ a taxa de depreciação do capital.

A empresa representativa i , tem uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, com a forma:

$$(1.14) \quad Y_i = A.L_i^{1-\alpha}.K_i^\alpha.G^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1$$

em que: A representa o nível da tecnologia; Y_i , L_i e K_i representam a produção, o emprego e o stock de capital da empresa representativa i ; G representa o fluxo de compras¹ feitas pelo sector público à empresa i .

Esta formulação da função de produção da empresa representativa implica que:

- os serviços públicos são complementares² em relação aos inputs privados, no sentido em que o seu acréscimo se traduz em acréscimo da produtividade marginal de L_i e K_i ;
- a produção de cada empresa tem rendimentos constantes nos factores privados;

¹ Os autores sugerem como formulação alternativa a hipótese de se considerar G como o fluxo de serviços proporcionados à empresa representativa pelo stock de capital público

² Em Barro [1990] considerava-se que os inputs privados não são substitutos próximos de G .

- assumindo o emprego constante e valores de G fixos, existirão rendimentos decrescentes para a acumulação do capital agregado (K). Se, pelo contrário, G aumentar com K , ter-se-ão rendimentos constantes, o que possibilita a existência de crescimento endógeno.

O valor da elasticidade de G é decisivo na natureza dos resultados. Se fosse superior a $(1-\alpha)$, existiriam rendimentos decrescentes em K_i e G . Se fosse superior a $(1-\alpha)$ as taxas de crescimento tenderiam a crescer continuamente.

Admita-se que o governo mantém constante o rácio G/Y e que segue uma regra de orçamento equilibrado, sendo a receita obtida através de uma taxa (τ), proporcional e constante, sobre o produto bruto agregado (Y):

$$(1.15) \quad G = \tau \cdot Y$$

O lucro depois de impostos da empresa i seria:

$$(1.16) \quad \pi = L_i \cdot [(1 - \tau) \cdot A \cdot k_i^\alpha \cdot G^{1-\alpha} - w - (r+\delta) \cdot k_i]$$

em que: $k_i \equiv K_i/L_i$.

A maximização do lucro, sob a condição de lucro nulo, implica que a taxa de salário seja igual à produtividade marginal do trabalho após impostos e que a taxa de rendimento do capital seja igual à produtividade marginal do capital, também após impostos. Se se fizer $k_i = k$, o preço do capital virá:

$$(1.17) \quad r + \delta = (1 - \tau) \cdot (\partial Y_i / \partial K_i) = (1 - \tau) \cdot \alpha \cdot k^{(1-\alpha)} \cdot G^{1-\alpha}$$

A partir das equações (1.14) e (1.15) é então possível obter uma expressão para o nível de G :

$$(1.18) \quad G = (\tau AL)^{1/\alpha} \cdot k$$

que substituindo na equação (1.17), dá:

$$(1.16) \quad r + \delta = (1 - \tau) \cdot (\partial Y_i / \partial K_i) = \alpha A^{1/\alpha} \cdot (L\tau)^{(1-\alpha)/\alpha} \cdot (1 - \tau)$$

Dado que L e τ são constantes, então o produto marginal do capital é invariante com k e crescente com L .

Barro e Sala-i-Martin [1995]³, demonstram que não existe uma dinâmica de ajustamento da taxas de crescimento per capita do consumo, da intensidade capitalística e do produto, que crescem todas à taxa constante γ .

Impondo as condições:

$$(1.17) \quad (1 - \tau) \cdot (\partial Y_i / \partial K_i) - \delta > 0 \quad (\text{taxa de crescimento positiva})$$

e

$$(1.18) \quad [(\theta - 1)/\theta] \cdot [(1 - \tau) \cdot (\partial Y_i / \partial K_i) - \delta] + \rho/\theta > 0 \quad (\text{utilidade limitada})$$

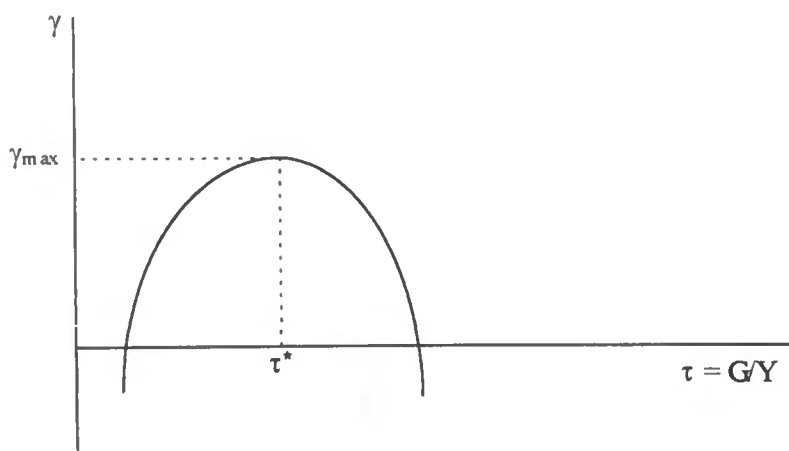
a taxa de crescimento γ pode ser obtida a partir da equação (1.12):

$$(1.20) \quad \gamma = (1/\theta) \cdot [\alpha A^{1/\alpha} \cdot (L\tau)^{(1-\alpha)/\alpha} \cdot (1 - \tau) - \delta - \rho]$$

³ pp. 142-143

Nesta expressão, o termo $(1 - \tau)$ representa o efeito negativo do imposto sobre o produto marginal do capital após impostos e o termo $\tau^{(1-\alpha)/\alpha}$ representa os efeitos positivos dos serviços públicos (G) sobre esse produto marginal. A relação entre a dimensão do sector público ($\tau = G/Y$) e a taxa de crescimento per capita (γ) é apresentada na figura 1.1:

Figura 1.1



Para valores baixos da taxa de imposição τ , os efeitos positivos dos serviços públicos sobre o produto marginal do capital dominam e a taxa de crescimento aumenta, a uma taxa decrescente, com o seu acréscimo. Após o ponto óptimo, correspondente a γ_{\max} , as distorções introduzidas por uma taxa de imposto crescente passam a dominar e γ decresce com τ .

O valor óptimo de γ (γ_{\max}) pode ser determinado derivando (1.20) em ordem a τ e igualando a 0:

$$(1.21) \quad \tau = G/Y = 1 - \alpha.$$

Dado que a produtividade marginal social de G , obtida a partir da equação (1.14), por agregação dos resultados de todas as empresas é:

$$(1.22) \quad \partial Y / \partial G = (1 - \alpha) (Y / G) = (1 - \alpha) / \tau$$

então, $\tau = 1 - \alpha$ corresponde à condição de eficiência para a dimensão do sector público: $\partial Y / \partial G = 1$. Nesta situação, o custo marginal social de uma unidade de G é 1 e o benefício marginal é $\partial Y / \partial G$, pelo que se verifica a igualdade entre custo e benefício marginais.

1.1.2 - Evidência empírica

Os modelos de crescimento endógeno, com incorporação na função de produção do fluxo de serviços providos pelo sector público, proporcionam uma base teórica importante para o estudo empírico da produtividade do capital público.

Constatando que o declínio da produtividade no sector privado da economia americana desde o início dos anos 70, fora precedido pelo abrandamento do investimento em infraestruturas, fundamentalmente de origem pública, desde os finais dos anos 60, Aschauer [1989] procurou relacionar empiricamente os dois fenómenos, estimando uma função de produção similar à utilizada no modelo descrito no ponto anterior.

Partindo de uma função de produção agregada:

$$(1.23) \quad Y_t = A_t \cdot f(N_t, K_t, G_t)$$

em que: Y_t é uma medida do produto agregado real do sector privado;

N_t é o emprego agregado dos serviços do trabalho;

K_t é o stock de capital não habitacional;

A_t é uma medida da produtividade ou progresso técnico neutral à Hicks;

G_t corresponde ao fluxo de serviços do sector público. Admitindo-se que o fluxo de serviços do capital público é proporcional ao capital público, a variável G_t pode ser considerada como representando o stock de capital público.

e adoptando uma formulação do tipo Cobb-Douglas logaritmizada, onde incluiu a taxa de utilização da capacidade produtiva na indústria transformadora com o objectivo de controlar o efeito das flutuações cíclicas, Aschauer [1989] concluiu que o stock de capital público, não militar e não habitacional, tem um forte impacto positivo sobre a produtividade no sector privado.

Com efeito, utilizando uma amostra relativa ao período de 1946 a 1981, estimou elasticidades produtividade/capital público entre 0.38 e 0.56 (conforme os horizontes temporais considerados), que confirmavam resultados anteriores (0.39) de Holz-Eakin [1988]. Tendo testado a hipótese de rendimentos constantes à escala, concluiu pela sua verificação, pelo que os factores privados seriam remunerados acima da sua produtividade marginal.

A questão da natureza dos rendimentos à escala é importante para a interpretação dos resultados. Com efeito, uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, logaritmizada, tem a forma:

$$(1.24) \quad \ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln N_t + \beta \ln K_t + b \ln G_t$$

Admitindo que a remuneração dos factores produtivos esgota o produto e que o capital público não é remunerado, então, se $\delta > 0$, não é possível admitir, em

simultâneo e fora do quadro definido por Barro e Sala-i-Martin [1995] no modelo apresentado no ponto anterior, a hipótese de rendimentos constantes à escala e a hipótese de remuneração dos factores de acordo com a sua produtividade marginal. Com efeito, a última hipótese implica que $\alpha + \beta = 1$, pelo que existirão rendimentos crescentes à escala, pois $\alpha + \beta + \delta > 1$. Se, pelo contrário, se admitirem rendimentos constantes à escala, tem-se $\alpha + \beta + \delta = 1$, pelo que $\alpha + \beta < 0$, o que implica a remuneração dos factores acima da sua produtividade marginal.

O valor elevado das elasticidades estimadas por Aschauer [1989] e por Holtz-Eakin [1988] suscitaram o problema da sua credibilidade, dado que, tendo em conta a amostra utilizada, implicam um valor para o produto marginal anual¹ do capital público da ordem dos 70%. Munnell [1990], confirmou os resultados de Aschauer quanto ao capital público, e estimou em cerca de 30% o produto marginal anual do capital privado.

A natureza surpreendente destes resultados levou a que se questionassem outros aspectos do problema, como a estimação com as variáveis em níveis (sendo elas não estacionárias), a omissão de outras variáveis importantes (como o preço da energia), ou o problema da causalidade (que se argumenta poder ir do produto para o capital público e não o inverso). Este debate tem vindo a ser sucessivamente alargado a outras questões, como as relações de causalidade entre capital público e capital privado ou o impacto do capital público sobre o nível de emprego. Os resultados dos diversos estudos empíricos que se lhe seguiram são contraditórios, mesmo quando se utilizam métodos similares, embora a maioria aponte para a existência de um efeito fortemente positivo do capital público sobre o produto privado

O impacto do capital público sobre o produto foi ainda confirmado em estudos realizados para os níveis estadual e local da economia americana, embora com

¹ Diferenciando a equação (1.3), obtém-se $\delta = F_G \cdot (G/Y)$, em que F_G é a produtividade marginal do capital público.

valores mais reduzidos. Munnell [1992] refere elasticidades produto/capital público que se situam entre 0.15 e 0.20 ao nível estadual e de 0.03 e 0.08 ao nível de áreas metropolitanas, sugerindo que o grau de integração entre as diferentes zonas não permite captar todos os impactos quando se analisam áreas geográficas reduzidas.

Ford e Poret [1991] estudaram os efeitos do capital “infraestrutural” sobre a produtividade total dos factores em 11 países, tendo procedido a estimações com base em dois conceitos diferentes de capital infraestrutural: um correspondendo ao stock de capital do sector público e o outro juntando a este o stock de capital privado nos sectores da electricidade, gás, água, transportes e comunicações. Utilizaram séries em primeiras diferenças, das quais tinha sido previamente eliminada a tendência, e realizaram estimações com e sem correcção da autocorrelação. Incluíram igualmente a taxa de utilização da capacidade produtiva como variável explicativa. Concluíram que o efeito do stock de capital “infraestrutural” sobre a produtividade total dos factores era positivo e estatisticamente significativo nos EUA, Alemanha, Canadá, Bélgica e Suécia e não era estatisticamente significativo no Reino Unido, Noruega e Austrália, qualquer que fosse o conceito de capital utilizado. Em relação ao Japão, Finlândia e França, só uma das quatro regressões conduziu a resultados significativos.

Também Tatom [1991] realizou estimações, para os EUA, com as variáveis em primeiras diferenças não obtendo evidência significativa dos efeitos do capital sobre a produtividade. No mesmo trabalho, a introdução na regressão do preço da energia não alterou os resultados. Munnell [1992] chama a atenção para o facto de se verificarem resultados similares para os inputs privados.

Flores de Frutos e Pereira [1993], utilizando a metodologia VAR, estudaram as relações de causalidade entre capital público e capital privado nos EUA com base em dados de 1956 a 1989, tendo concluído pela existência de causalidade capital

público → capital privado, mas não de causalidade inversa. Confirmaram igualmente o impacto positivo do capital público sobre o produto, embora com efeito bastante inferior ao de Aschauer.

Seitz [1994] recorreu à mesma metodologia para testar a existência de relações de causalidade capital público → capital privado em 14 países. A amostra ia de um mínimo de 39 observações (Holanda) até 338 observações (EUA). O autor concluiu que existia evidência de causalidade à Granger capital público → capital privado para sete países - EUA, Alemanha Ocidental, Itália, Holanda, Dinamarca, Suécia e Finlândia. No caso da Itália, os acréscimos do capital público traduzem-se em decréscimos do capital privado, enquanto nos restantes países se passa o contrário. Foi identificada causalidade à Granger positiva capital privado → capital público em 5 países (Alemanha Ocidental, Grã-Bretanha, Áustria, Bélgica e Suécia) e negativa nos EUA. Portanto, aponta-se para causalidade bidireccional em três países: Alemanha Ocidental, Suécia e EUA, sendo que neste último país o sinal dos efeitos é igual ao que se estimou para Portugal. Em quatro países (Canadá, Japão, França e Noruega) não foi identificada qualquer relação de causalidade à Granger.

No mesmo trabalho, são apresentados os resultados de um outro estudo realizado pelo autor em 1992, e ainda não publicado, que incidiu sobre 32 indústrias alemãs. Partindo da estimação de funções de produção do tipo Cobb-Douglas e das funções de custos duais a elas associadas, conclui que o capital público estimula a formação de capital privado em todas as indústrias consideradas. A elasticidade capital privado/capital público seria, em média, de 0.35.

Eberts e Fogarty (1987), estudaram o problema da causalidade em 40 áreas metropolitanas dos EUA, com dados para o período de 1904 a 1978, tendo concluído igualmente pela existência de causalidade e causalidade inversa entre capital público e capital privado.

No que respeita ao impacto sobre o emprego, o estudo sobre 31 indústrias alemãs, referido por Seitz [1994] e já citado, concluiu que o capital público é *labour-saving* em relação a todas as indústrias e que, em média, a elasticidade da procura condicional de trabalho em relação ao capital público era de -0.15. De acordo com este autor, a maioria dos estudos que não se limitaram à estimação de uma função do tipo Cobb-Douglas, recorrendo a especificações funcionais mais flexíveis, como a translog, concluíram que emprego e capital público são substitutos.

Flores de Frutos e Pereira [1993], concluem, para os EUA, que capital e trabalho são complementares no curto prazo e substitutos a longo prazo, com uma relação líquida de complementaridade (elasticidade de longo prazo: 0.37).

Munnell [1992], usando um modelo de localização das empresas, refere um efeito positivo e estatisticamente significativo do capital público sobre o crescimento do emprego a nível dos estados norte-americanos.

Com base numa amostra construída com dados relativos a doze países industrializados e nos dois conceitos de stock de capital “infraestrutural” usados por Ford e Poret [1991], mas com as variáveis em taxas de crescimento, Aschauer [1994] concluiu que o crescimento do stock de capital “infraestrutural” é positivamente afectado pelo crescimento da produtividade do trabalho, da produtividade total dos factores e da acumulação de capital “não infraestrutural”. Pelo contrário, não encontra evidência empírica de ligação entre a taxa de crescimento do emprego e a acumulação de capital “infraestrutural”.



1.2 - Capital público e taxa de câmbio real

A abordagem teórica da ligação entre o capital público e a taxa de câmbio real pode fazer-se através dos modelos de determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio. Neste tipo de modelos considera-se que, embora os movimentos conjunturais da taxa de câmbio real sejam afectados pelo andamento da taxa de câmbio nominal - e, portanto, pelos factores que a perturbam - existe um nível de equilíbrio de longo prazo, que é estabelecido pelos seus determinantes económicos fundamentais (*fundamentals*). Isto é, as flutuações induzidas pela taxa de câmbio nominal são temporárias e, após essas perturbações, a taxa de câmbio real tende a regressar a um nível de equilíbrio determinado pelos *fundamentals*.

Segundo Edwards [1989], o nível de equilíbrio da taxa de câmbio real corresponde àquele que, para valores sustentados (de equilíbrio) dos *fundamentals*, assegura simultaneamente o equilíbrio interno e externo. Quando o nível da taxa de câmbio real não corresponde ao que assegura esse equilíbrio simultâneo, esta tenderá a ajustar-se até o atingir. No entanto, o nível de equilíbrio da taxa de câmbio real não é único e constante - ideia subjacente à teoria da paridade dos poderes de compra - podendo alterar-se em função dos diferentes valores de equilíbrio dos *fundamentals*. Assim, as variações da taxa de câmbio real podem corresponder, quer a desequilíbrios temporários, os que não têm origem nos *fundamentals*, quer a deslocções no seu nível fundamental, impostas pela alteração dos valores de equilíbrio dos *fundamentals*.

Definindo a taxa de câmbio real como o rácio entre os preços dos bens transaccionáveis e o preço dos bens não transaccionáveis², o acréscimo do capital público pode então afectar o nível da taxa de câmbio real por duas vias principais: o

² Ou seja: $tcr = p^T/p^{NT}$, onde tcr é a taxa de câmbio real, p^T o índice de preços dos bens transaccionáveis e p^{NT} o índice de preços dos bens não transaccionáveis.

desequilíbrio no mercado dos bens não transaccionáveis e a alteração do nível de equilíbrio dos *fundamentals*.

Para Edwards [1989], o efeito líquido do investimento, e da despesa pública, sobre a nível da taxa de câmbio real depende da sua composição. No caso português, a composição do stock de capital público por tipos de bens³, mostra que os edifícios e construções diversas representam cerca de 89% do total, sendo que este tipo de bens corresponde, essencialmente, a bens não transaccionáveis.

Assim, considerando que se parte de uma situação de equilíbrio, o acréscimo no investimento público induzirá uma situação de excesso de procura no mercado dos bens não transaccionáveis, que irá afectar o preço relativo bens transaccionáveis/bens não transaccionáveis, afastando a taxa de câmbio real do seu valor de equilíbrio.

Por outro lado, admitindo-se que existem externalidades positivas associadas ao capital público, susceptíveis de afectar a eficiência marginal do capital privado e a produtividade, então as variações do stock de capital público podem conduzir a alterações no nível de equilíbrio da taxa de câmbio real.

Uma outra via de abordagem das relações entre capital público e taxa real de câmbio, poderia partir dos modelos de determinação da taxa de câmbio de equilíbrio fundamental, que, na definição de Williamson [1983], corresponde à taxa de câmbio real de equilíbrio que equilibra o saldo da balança fundamental, entendida esta como a soma da balança de transacções correntes com a balança de capitais estruturais (excluindo, por isso, os capitais de curto prazo).

³ Ver anexo I.

Nesta linha se inserem os modelos da FEREX ('fundamental equilibrium exchange rate' e da NATREX ('natural real exchange rate') de Stein [1990 e 1994, respectivamente] .

Stein [1994] define taxa de câmbio real como o rácio entre a quantidade de bens que uma moeda pode comprar no exterior e a quantidade de bens que pode comprar internamente⁴, sendo a NATREX a taxa real de câmbio que prevaleceria na ausência de factores especulativos ou cíclicos e com a taxa de desemprego ao seu nível "natural".

No médio prazo, a NATREX corresponde ao nível da taxa de câmbio real que equilibra a balança fundamental, dado um certo nível do stock de capital e do endividamento externo por unidades de trabalho efectivo. No longo prazo, os *fundamentals* (como a produtividade, os termos de troca, as taxas de juro ou a taxa de preferência intertemporal consumo/poupança) afectam o stock de capital e o endividamento externo, por via do investimento e da balança de transacções correntes, podendo alterar o seu nível de equilíbrio. Finalmente, no estado estacionário o nível da taxa de câmbio real é determinado exclusivamente pelos *fundamentals*, que são exógenos no modelo.

Neste contexto, a taxa de câmbio real pode ser vista como a soma de três parcelas:

$$(1.25) \quad R_t = [R_t - R(k_t, F_t; Z_t)] + [R(k_t, F_t; Z_t) - R^*(Z_t)] + R^*(Z_t)$$

⁴ Ou seja $tc_r = (n.p)/p^*$, onde n representa a taxa de câmbio real, p^* o deflator do PIB externo e p o deflator do PIB interno.

em que: R_t é a taxa de câmbio real actual; k_t e F_t o stock de capital e a dívida externa, respectivamente, medidos em unidades de trabalho efectivo; Z_t é o vector dos *fundamentals*; "*" indica o estado estacionário.

A primeira parcela do lado direito da equação (1.25) corresponde ao desequilíbrio, induzido por factores cíclicos ou especulativos, entre a nível actual da taxa de câmbio real e o seu nível de equilíbrio de médio prazo. A segunda parcela refere-se ao desequilíbrio entre o seu valor de longo prazo e o correspondente ao estado estacionário. Como os *fundamentals* se alteram ao longo do tempo, a NATREX de longo prazo também se vai alterando, o que significa que não é estacionária. A terceira parcela dá o equilíbrio no estado estacionário, isto é, quando os desequilíbrios de médio e longo prazo convergiram para 0.

1.3 - Estratégia de abordagem empírica

As notações utilizadas ao longo do texto serão as seguintes:

- | | |
|--|---|
| - kg = stock de capital público líquido; | - $l(i)$ = corresponde ao logaritmo da variável i ; |
| - kp = stock de capital privado líquido; | - $dl(i)$ = corresponde à primeira diferença da |
| - y = produto (=PIBpm); | variável i ; |
| - l = emprego; | em que: $i = kg, kp, y, l, tcr$ |
| - tcr = taxa de câmbio real; | |

A estratégia de abordagem empírica que se vai descrever, aproxima-se da sugerida por Flores de Frutos e Pereira [1995] e foi escolhida por parecer susceptível de:

- minimizar a necessidade de formulação de hipóteses prévias sobre as relações entre as variáveis;
- testar a existência de interacção entre elas;

- proporcionar uma grelha de análise da sua dinâmica de ajustamento no curto e no longo prazo.

As hipóteses de base do modelo a estimar são as seguintes:

- 1) - as decisões de investimento público são tomadas exclusivamente com base no conhecimento sobre o valor passado das variáveis relevantes, não sendo afectadas pelo seu valor actual, ou seja: $kg_t = f(kg_{t-p}, kp_{t-p}, y_{t-p}, l_{t-p}, tcr_{t-p})$, com $p = 1, 2, \dots$. Esta formulação parece aceitável, na medida em que o processo de decisão sobre o investimento público, por via orçamental, assenta em projecções feitas com base no andamento passado da economia e é concretizado com bastante antecipação em relação à data do investimento
- 2) - as decisões de investimento privado têm em conta a informação actual sobre as decisões de investimento público e o conhecimento sobre o valor passado de todas as variáveis: $kp_t = f(kg_{t-i}, kp_{t-p}, y_{t-p}, l_{t-p}, tcr_{t-p})$, onde $i = 0, 1, 2, \dots$, $p = 1, 2, \dots$. Dado que as decisões de investimento público são objecto de divulgação antecipada, os decisores privados incorporam essa informação no seu processo de tomada de decisão.
- 3) - Tomando como exógenos os preços externos e admitindo a flexibilidade dos preços internos, a taxa de câmbio real reflecte indirectamente, via preços, o valor actual e passado das variáveis pertinentes: $tcr_t = f(kg_{t-p}, kp_{t-p}, y_{t-p}, l_{t-p}, tcr_{t-p}, \varphi_{t-p})$, com $p = 0, 1, 2, \dots$. φ representa outras variáveis explicativas da taxa de câmbio real, como o diferencial entre as taxas de juro interna e externa, ou o saldo da balança de transacções correntes.
- 4) o produto (y) e o emprego (l), são determinados pelo nível do stock de capital público e privado e, por essa via, pelo conjunto de variáveis considerado.

O método econométrico a utilizar na estimação será o dos vectores autoregressivos. Como não se pretende obter previsões de curto, mas sim analisar as interacções entre as variáveis e os seus impactos no curto e no longo prazo, com o menor número de restrições possíveis, esta pareceu a solução mais adequada.

Com efeito, foi reagindo à natureza excessiva e pouco credível de muitas das restrições impostas aos parâmetros, nomeadamente nos modelos estruturais, que Sims [1980] propôs uma nova metodologia que permite evitá-las: a dos vectores autoregressivos. Na metodologia VAR não se impõem, em geral, restrições significativas, sendo dada uma importância reduzida ao nível de significância atribuído a cada coeficiente e privilegiando-se a interacção dinâmica entre as variáveis. Em consequência um VAR é, por natureza, sobreparametrizado, o que, por sua vez, pode introduzir distorções de sentido contrário.

Nos VAR, todas as variáveis podem ser consideradas endógenas, o que permite uma mais fácil determinação da existência de *feedback* entre elas. Esta metodologia conduz à obtenção de instrumentos importantes para a análise da dinâmica de ajustamento de cada uma das variáveis, face a choques em cada uma das restantes. As funções impulso-resposta dão os multiplicadores de impacto, em cada período subsequente, de um choque sobre uma certa variável. A adição dos multiplicadores de impacto permite obter os multiplicadores de longo prazo. A decomposição da variância do erro de previsão possibilita estudar a proporção em que a variância do erro de previsão, num certo período, é explicada por choques nas diferentes variáveis do modelo.

As principais características desta metodologia serão apresentadas ao longo do texto.

2- Aplicação empírica ao caso português

Na exposição que se irá seguir, sobre as diferentes fases de estimação do VAR, decidiu-se preceder a apresentação dos resultados de uma breve descrição teórica dos métodos econométricos utilizados, em vez de a remeter para anexos que se julga dificultarem a consulta. A análise e interpretação dos resultados obtidos será feita no capítulo 3.

2.1 - Apresentação dos dados

Utilizaram-se neste trabalho dados relativos a cinco variáveis - stock de capital líquido público, stock de capital líquido privado, produto (PIBpm), emprego e taxa de câmbio real - de que se irá fazer uma breve apresentação. Os dados são apresentados a preços de 1990 e reportam-se ao período de 1960 a 1994.

As séries do stock de capital líquido público e do stock de capital líquido privado, foram estimadas a partir de séries da formação bruta de capital fixo e pelo método do inventário permanente, especificamente para serem usadas no trabalho empírico. No anexo I descreve-se pormenorizadamente todo o processo que conduziu à sua obtenção.

A opção pelo stock de capital líquido, em detrimento do stock de capital bruto, resulta de se entender como mais ajustada à realidade a hipótese de que o capital sofre depreciação ao longo da sua vida útil, em resultado do desgaste físico normal,

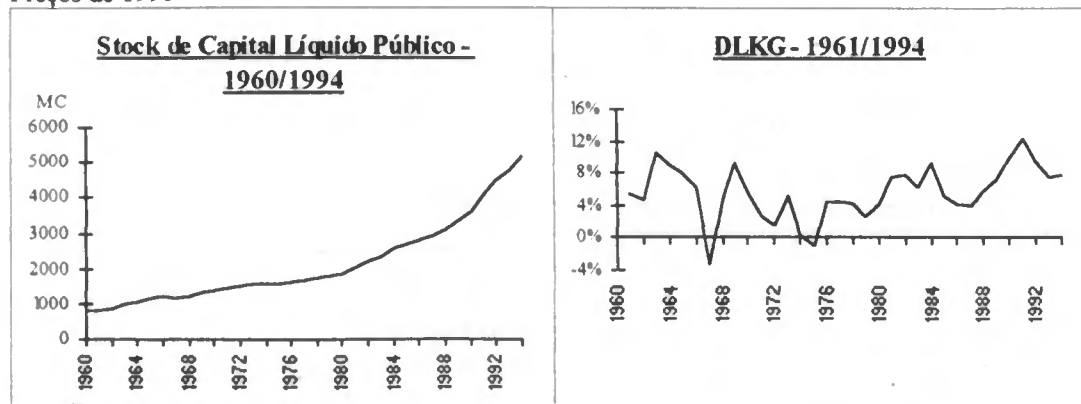
existindo portanto uma perda da sua capacidade produtiva. Esta opinião é, aliás, partilhada por Seitz [1994]¹.

A série do stock de capital líquido do sector público refere-se exclusivamente ao sector público administrativo (sector S60 das contas nacionais), não incluindo as empresas públicas, que foram consideradas no sector privado da economia. As razões para este tratamento das empresas públicas encontram-se nas limitações da informação estatística disponível, que são abordadas no anexo 1.

Trata-se de uma limitação significativa ao conceito de capital público, dado que parte importante do investimento público em infraestruturas de base é feito por empresas públicas, muito condicionadas por orientações e critérios típicos do sector público, em detrimento dos critérios privados, de mercado.

Figura nº 2.1

Preços de 1990



A composição do capital incluído nesta séries corresponde à utilizada no INE para as séries de formação bruta de capital fixo, não incluindo, portanto, o capital afecto ao sector militar. Ao contrário do que habitualmente se faz, em estudos desta natureza, ambas as séries incluem o investimento em habitação. Essa opção resulta de duas razões fundamentais:

¹ Este autor (pág. 23), atribui a pobreza dos seus resultados quanto à causalidade à Granger, à má qualidade das séries, nomeadamente à utilização do stock de capital bruto em vez do stock de capital líquido

- das limitações resultantes da informação estatística disponível, onde só se apresentam dados agregados para o conjunto “Habitação e Outros Edifícios”. Mesmo admitindo que seria possível obter uma maior desagregação desta rubrica, entendeu-se que tal não se justificava face aos objectivos pretendidos.

- da constatação de que o recurso a diferentes conceitos para o stock de capital, casos de Ford e Poret [1991] e Aschauer [1994], não conduziu a resultados significativamente diferentes.

A estrutura média do stock de capital líquido por tipos de bens e por sectores institucionais, mostra, no caso do capital público, um elevado peso dos grupos “Habitação e Outros Edifícios” e “Construções Diversas”. É nestes grupos que se incluem equipamentos colectivos e infraestruturas, como escolas, hospitais, redes de água e saneamento, estradas, etc..

Quadro 2.1

Estrutura Média do Stock de Capital Líquido por Tipos de Bens

	Período	Bens Equip. Mat. Transp.	Habitação e Out. Edifícios	Construções Diversas
Administrações Públicas	1958-1994	12.2%	47.2%	40.6%
Sector Privado (1)	1958-1994	34.6%	30.2%	35.2%
Total	1958-1994	31.4%	32.6%	36.0%

(1) inclui as empresas públicas

A observação das taxas de crescimento do stock de capital líquido em ambos os sectores sugere a existência de três períodos distintos, para os quais se calculou a taxa média de crescimento anual (quadro 2.2)

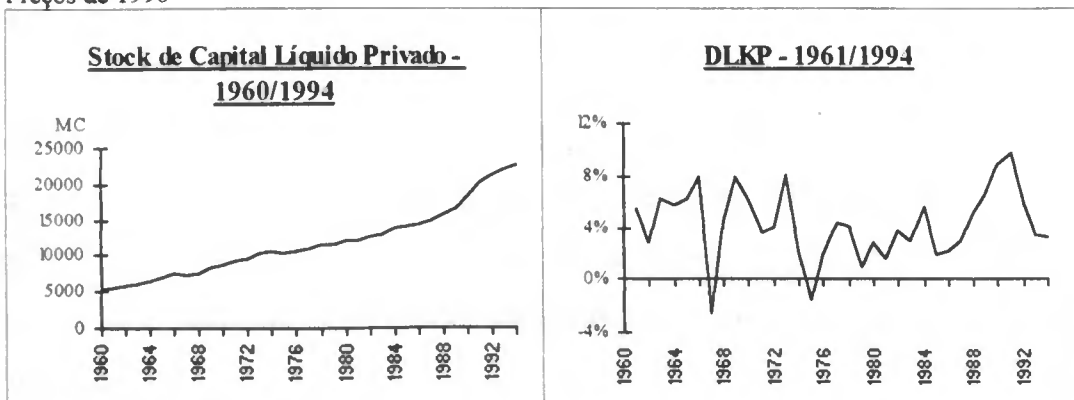
Quadro 2.2

	Taxa média de crescimento anual	
	Sector Público	Sector Privado
1960-1974	5.0%	5.0%
1975-1987	5.4%	3.0%
1988-1994	9.1%	6.5%

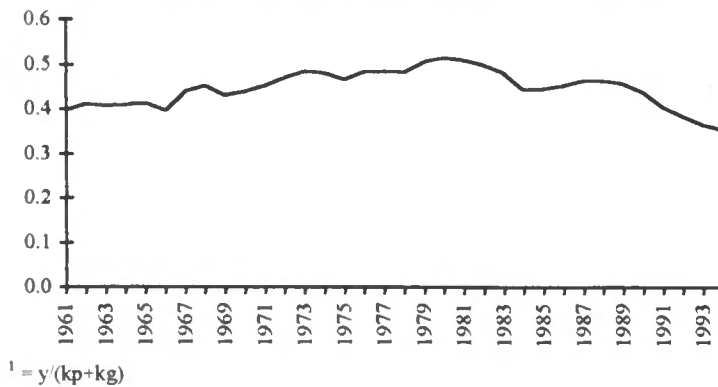
Enquanto o stock de capital líquido do sector público regista taxas de crescimento quase idênticas nos dois períodos iniciais e um forte crescimento após 1988, o stock de capital no sector privado, partindo de uma taxa média de crescimento idêntica, sofre um forte abrandamento no período que vai de 1975 a 1987 e mantém um crescimento menos acentuado a partir daí.

Figura nº 2.2

Preços de 1990



O seu crescimento ao longo do período posterior a 1974 é sempre inferior ao do stock de capital público. Admite-se mesmo que a taxa média de crescimento anual no período de 1975 a 1987 poderia ser significativamente mais baixa se as empresas públicas fossem excluídas deste sector.

**Figura 2.3****Produtividade média do Capital¹ - 1961/1994**

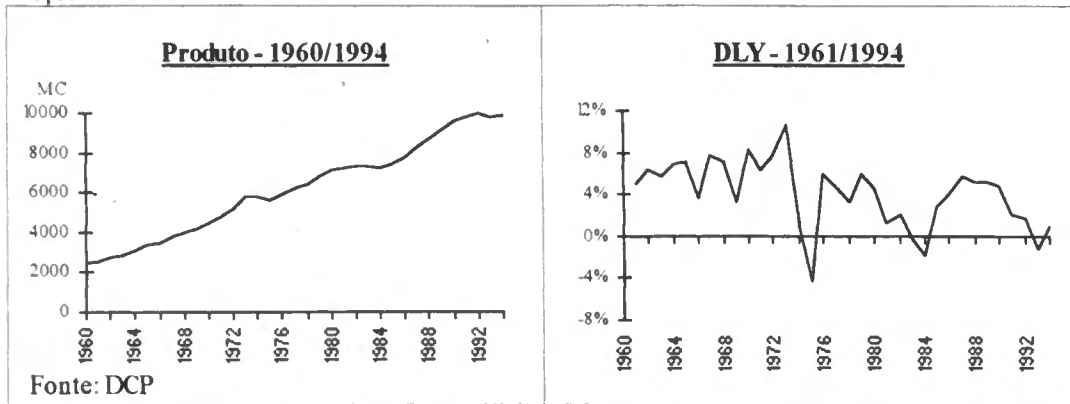
A produtividade média do capital, que esteve em crescimento, lento mas continuado, até ao início dos anos oitenta, regista a partir de então uma inversão dessa tendência, que se acentua a partir de 1989. O seu valor médio foi de 0.42 na década de 60, de 0.48 e 0.47 nas décadas de 70 e 80, respectivamente, e de 0.39 no primeiro quinquénio de 90

As séries do produto e do emprego entre 1960 e 1992 foram obtidas nas Séries Retrospectivas da Economia Portuguesa publicadas pelo Departamento Central de Planeamento (DCP). Para 1993 e 1994, procedeu-se ao seu prolongamento pela aplicação das taxas de crescimento indicadas pelo DCP na boletim “Informação Económica”.

A série do PIBpm disponibilizada pelo DCP oferece a vantagem de resultar de uma compatibilização entre os dados obtidos a partir dos diferentes sistemas de contas nacionais que vigoraram ao longo do período em análise.

Figura 2.4

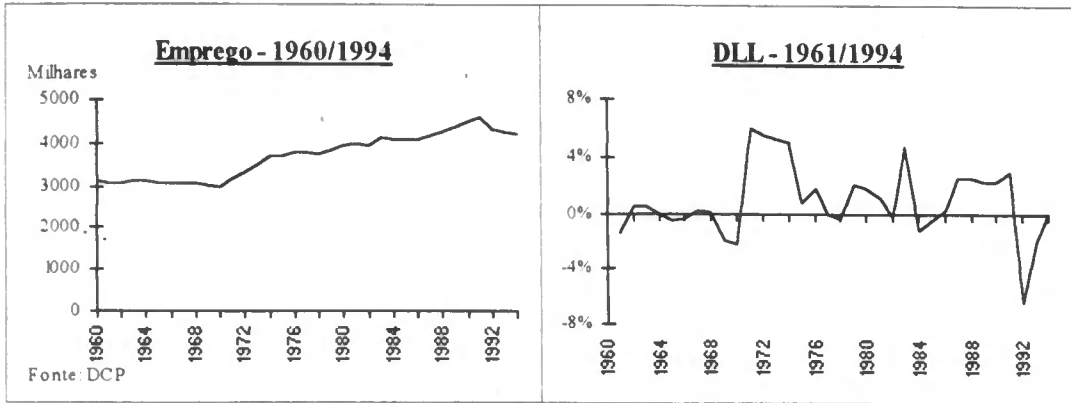
Preços de 1990



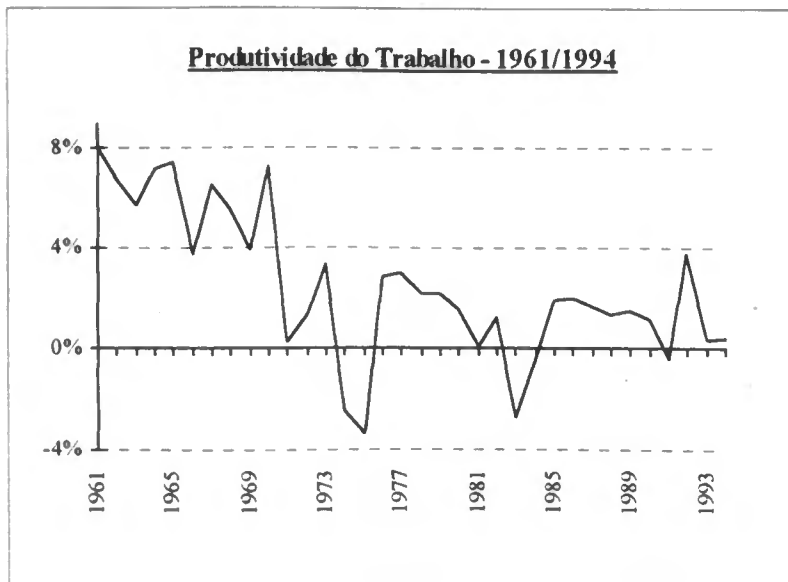
A taxa média de crescimento anual do produto, entre 1960 e 1974, foi de 6.4%, enquanto no período de 1975 a 1994 foi de 3.1%. Decompondo este último período, obtém-se uma taxa média de crescimento anual de 2.9% entre 1975 e 1984 e de 3.2% entre 1985 e 1994, o que sugere a persistência das características estruturais essenciais ao longo de todo o período.

A série relativa ao emprego apresenta problemas, já bem conhecidos, resultantes de alterações importantes e frequentes na metodologia utilizada pelo INE, sendo duvidosa a compatibilidade entre os dados relativos a diferentes períodos.

Esse facto torna precárias as ilações que se pretendam tirar quanto à evolução do emprego. Em todo o caso, parece possível identificar um período de quase estagnação, durante a década de 60, uma subida acentuada do nível do emprego durante a primeira metade dos anos setenta e finalmente uma tendência para o retorno a taxas de crescimento muito baixas, mas apresentando uma variabilidade acentuada.

Figura 2.5

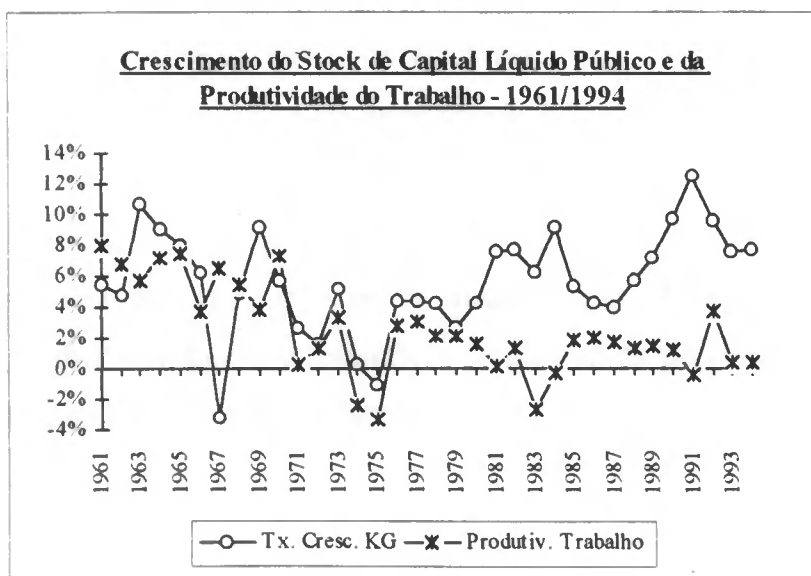
A produtividade do trabalho¹ registou uma quebra acentuada a partir do início dos anos 70. Com efeito, o seu valor médio foi de 6.1 nos anos 60, de 1.7 nos anos 70, e de 0.9 nos anos 80. Na primeira metade desta década parece assistir-se a uma tímida retoma, sendo de 1.1 a produtividade média no período de 1990 a 1994. No entanto, a evolução recente deve ser encarada com prudência, por se tratar de um período ainda curto, onde se verifica uma variabilidade significativa, com um “pico” em 1993.

Figura 2.6

¹ medida pelo rácio $\Delta(y/l)/(y/l)$

A comparação entre o andamento da taxa de crescimento do stock de capital público e a produtividade do trabalho (figura 2.7), mostra que existiu um andamento similar das duas variáveis até 1979. No entanto, no período posterior, estas seguem trajectórias diferenciadas, que levantam dúvidas quanto à existência de uma ligação significativa entre as duas.

Figura 2.7



Embora se entenda que o conceito de taxa de câmbio real mais adequado aos objectivos do trabalho corresponde ao rácio entre os preços dos bens transaccionáveis e os preços dos bens não transaccionáveis, a inexistência de informação sobre a sua evolução ao longo de todo o período inviabilizou essa possibilidade.

Assim, a série da taxa de câmbio real que se irá utilizar corresponde ao rácio entre os preços externos expressos em moeda nacional, e os preços internos. Os dados entre 1960 e 1990 foram obtidos em Freitas [1992], tendo-se mudado a base do índice para 1990. O seu prolongamento até 1994 foi feito por aplicação da fórmula

de cálculo usada por este autor, que corresponde à sugerida por Macedo e Corado [1989]:

$$(2.1) \quad TCR_t = \frac{\prod_{i \in F} (e_i \cdot p_i^*)^{q_i}}{p}$$

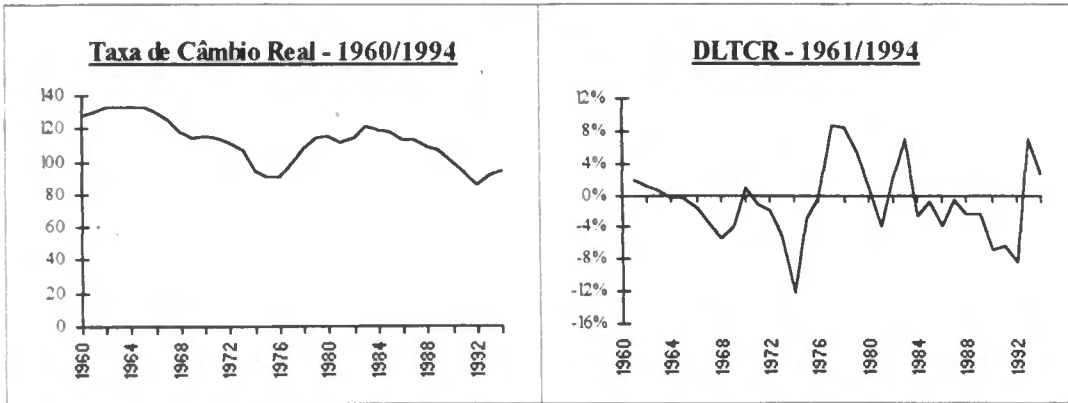
em que: $F = \{\text{França, Alemanha, EUA, Reino Unido}\};$
 p_i é o índice de preços no consumidor do país i ;
 e_i é a taxa de câmbio nominal do país i ;
 q_i é o peso do país i no comércio externo português

O autor considerou o peso de cada país no comércio externo português constante². No prolongamento da série seguiu-se o mesmo procedimento. Este tratamento poderá ter introduzido algum enviesamento no cálculo da taxa de câmbio real, dada a alteração do padrão do comércio externo português, em particular após a adesão à Comunidade Europeia.

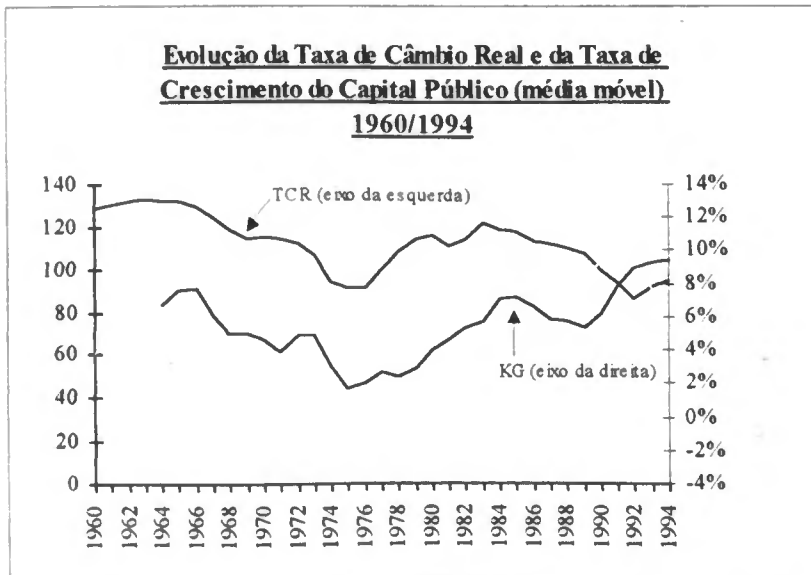
Tendo em conta a fórmula utilizada para a construção da série, um aumento do índice traduz uma depreciação real do escudo (ganho de competitividade) e uma descida do índice traduz uma apreciação real do escudo (perda de competitividade).

Como se pode verificar pela na figura 2.8, a taxa de câmbio real regista um período de apreciação real até 1975 e tem depois uma fase de depreciação real até meados dos anos 80. A partir de 84 entra-se num novo ciclo de apreciação real que parece ter-se invertido em 1992.

² 0.28 para a França, 0.26 para a Alemanha, 0.25 para o Reino Unido e 0.21 para os EUA.

Figura 2.8

Na figura 2.9 representa-se a evolução da taxa de câmbio real e da taxa de crescimento do stock de capital público (esta com base em médias móveis de 5 anos). Como se pode verificar, parece existir até ao final dos anos 80 uma sintonia entre o andamento destas duas variáveis, que se terá quebrado entre 1989 e 1992.

Figura 2.9

Nota: a taxa de crescimento do stock de capital público corresponde a médias móveis de 5 anos

Essa sintonia, que aparentemente contraria a ideia de que os acréscimo no capital público conduziriam a uma apreciação real, poderá eventualmente resultar da utilização de médias móveis. Trata-se de uma questão que deverá ser objecto de análise face aos resultados da estimação que se irá fazer.

2.2 - Vectores Autoregressivos (VAR)

Por facilidade de exposição, a descrição das principais características dos VAR será feita com base num sistema bivariado, com um único desfasamento, seguindo-se de perto a formulação de Enders [1995]. A generalização para sistemas multivariados com vários desfasamentos não oferece quaisquer dificuldades.

Um sistema bivariado do tipo:

$$(2.2) \quad y_t = a_{10} - b_{12} x_t + c_{11} y_{t-1} + c_{12} x_{t-1} + e_{yt}$$

$$(2.3) \quad x_t = a_{20} - b_{21} y_t + c_{21} y_{t-1} + c_{22} x_{t-1} + e_{xt}$$

em que: - y_t e x_t são duas variáveis estacionárias;

- e_{yt} e e_{xt} são perturbações do tipo ruído branco, não correlacionadas e com desvios-padrão σ_y e σ_x , respectivamente;

- a_{ij} , b_{ij} e c_{ij} , são parâmetros

é sistema de vectores autoregressivos de ordem 1 [VAR(1)], na forma estrutural.

Este sistema contempla efeitos de feedback entre as variáveis y_t e x_t , pois o comportamento destas variáveis afecta-se mutuamente. e_{yt} e e_{xt} correspondem a choques (ou inovações) sobre y_t e x_t . Admitindo que os parâmetros b_{11} e b_{21} não são nulos, então e_{yt} e e_{xt} têm efeitos contemporâneos indirectos sobre x_t e y_t , respectivamente.

Passando as variáveis não desfasadas, x_t e y_t , para o lado esquerdo das equações anteriores e escrevendo o sistema na forma matricial, tem-se:

$$(2.4) \quad B z_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + e_t$$

onde: - z_t é um vector (2x1) das variáveis y_t e x_t ;

- B é uma matriz(2x2) dos coeficientes das variáveis não desfasadas;

- Γ_0 é um vector(2x1) de termos independentes;

- Γ_1 é uma matriz(2x2) de coeficientes das variáveis desfasadas;

- e_t é o vector(2x1) das inovações.

Pré-multiplicando a equação (2.4) pela matriz B^{-1} , obtém-se um vector autoregressivo na forma standard:

$$(2.5) \quad z_t = C_0 + C_1 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{em que:} \quad C_0 = B^{-1} \Gamma_0; \quad C_1 = B^{-1} \Gamma_1; \quad \varepsilon_t = B^{-1} e_t$$

ou seja, regressando à notação inicial:

$$(2.6) \quad y_t = \delta_{10} + \lambda_{11} y_{t-1} + \lambda_{12} x_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$(2.7) \quad x_t = \delta_{20} + \lambda_{21} y_{t-1} + \lambda_{22} x_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Dado que todas as variáveis do lado direito da equação são pré-determinadas, um VAR na forma standard pode ser facilmente estimado, pelo método dos mínimos quadrados, sem necessidade da passagem à forma reduzida - como sucede nos sistemas de equações simultâneas - ou da imposição de quaisquer restrições.

Uma característica importante dos VAR na forma standard, é o facto de os termos residuais ε_{1t} e ε_{2t} , serem uma combinação dos choques e_{yt} e e_{xt} :



$$(2.8) \quad \varepsilon_{1t} = (e_{yt} - b_{12} e_{zt}) \cdot \frac{1}{1 - b_{12} b_{21}}$$

$$(2.9) \quad \varepsilon_{2t} = (e_{zt} - b_{12} e_{yt}) \cdot \frac{1}{1 - b_{12} b_{21}}$$

Dado que e_{zt} e e_{yt} são ruído branco, então ε_{1t} e ε_{2t} têm média nula, variância constante e são não autocorrelacionados, embora sejam correlacionados entre si.

Tendo em conta estas características, a matriz de variâncias e covariâncias das inovações ε_{1t} e ε_{2t} tem a forma:

$$(2.10) \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

Embora Sims [1980], entre outros, defenda a estimação em níveis, mesmo que as séries sejam não estacionárias, a maioria dos autores (como Judge e al [1988], Granger e Newbold [1994] ou Enders [1995]), considera necessário trabalhar com variáveis estacionárias, sendo essa a perspectiva que se seguiu.

Por outro lado, sabe-se que as relações de cointegração entre variáveis têm sempre uma representação através de um “mecanismo corrector de erros” (teorema da representação de Granger), que assegura a estacionaridade dos resíduos. Neste caso, a estimação de um VAR em primeiras diferenças seria inadequada, por corresponder à imposição de restrições sobre os parâmetros associados ao vector de cointegração. (Enders [1995]).

2.3 - Testes de Integração e cointegração

Tendo em vista a obtenção de uma formalização adequada do modelo no contexto da metodologia VAR, começou-se por estudar a ordem de integração das séries e a eventual existência de cointegração entre elas.

2.3.1 - Integração

Embora existam diferentes formas de testar a estacionaridade de séries temporais, o seu estudo é habitualmente conduzido através dos testes de raiz unitária propostos por Dickey e Fuller [1979].

Estes testes consistem, basicamente, na análise da estatística t do parâmetro γ , obtido através da estimação, pelo método OLS, de equações na forma:

$$(2.11) \quad \Delta y_t = \alpha + \delta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

O valor da estatística t_γ é então comparado com tabelas especiais, construídas especificamente para este tipo de testes, rejeitando-se a hipótese nula ($H_0: \gamma = 0$) de não estacionaridade para valores de t_γ inferiores ao valor crítico correspondente ao nível de significância adoptado. A ordem dos desfasamentos (p) deve ser escolhida de forma a eliminar a autocorrelação dos resíduos. Se $p = 0$, o teste é conhecido como teste de Dickey-Fuller (DF). Se $p > 0$, designa-se por teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF).

Tendo em conta a periodicidade anual das séries, admitiu-se à partida ser suficiente um desfasamento de 1ª ordem para eliminar a autocorrelação dos resíduos, hipótese depois confirmada pela estatística Q de Ljung-Box [Q (4)].

Testou-se, para todas as variáveis, a inclusão da tendência determinística como regressor. O teste foi realizado com a estatística Φ_3 , também proposta por Dickey e Fuller [1979], com hipótese nula: $\delta = \gamma = 0$.

Quadro 2.3

Teste Φ_3 de Dickey-Fuller

	ly	lkg	lkp	ll	lter	Valor Crítico (95%)
Φ_3	3.803	1.731	1.864	2.879	3.317	T = 25: 7.24 T = 50: 6.73

nº de observações: 31

Valores críticos das tabelas de Dickey e Fuller [1981].

Como se pode verificar no quadro 2.3, a estatística Φ_3 apresenta valores sempre abaixo do valor crítico, pelo que se aceita a hipótese de nulidade do parâmetro δ e/ou a existência de uma raiz unitária.

A estimação da equação (2.11), com as variáveis em níveis, desfasadas um período e sem inclusão da tendência determinística, permitiu obter os valores da estatística t_γ reportados no Quadro 2.4, onde se incluíram, igualmente, os valores da estatística Q(4) e respectivos “p-value”. Os casos em que se rejeita a existência de raiz unitária estão assinalados com o símbolo “*”. Dado que, para todas as variáveis, o valor da estatística t_γ é superior ao valor crítico, não se pode rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária, pelo que nenhuma das variáveis é integrada de ordem 0 [I (0)].

Quadro 2.4

Resultado do Teste ADF(1) de Dickey-Fuller

	Variáveis em níveis					Variáveis em primeiras diferenças				
	ly	ll	lkg	lkp	ltcr	dly	dll	dlkg	dlkp	dltr
t_γ	-2.402	-1.029	1.567	0.017	-2.334	-3.115*	-3.152*	-3.278*	-3.833*	-3.197*
Q (4)	7.074	.462	5.289	3.452	2.932	8.107	.644	.891	.384	3.021
	[.13]	[.98]	[.26]	[.485]	[.569]	[.09]	[.96]	[.93]	[.98]	[.55]

Nº de observações: 33 ; Valor Crítico ADF (95%) = -2.9591 (tabela de Mackinnon [1991])

Passou-se então ao estudo da estacionaridade das primeiras diferenças das variáveis, cujos resultados constam também do quadro 2.4. Comparando o valor da estatística t_γ com o valor crítico a 95% da tabela de Mackinon [1991], conclui-se pela rejeição da hipótese nula, pelo que todas as variáveis são $I(1)$.

2.3.2 - Cointegração

Duas variáveis aleatórias, x_t e y_t , não estacionárias, mas ambas integradas de ordem d , dizem-se cointegradas de ordem d,b [$x_t,y_t \sim CI(d,b)$], com $b > 0$, se existir um combinação linear entre elas ($w_t = x_t - \alpha y_t$, com α constante) que seja integrada de ordem $d-b$. O vector dos parâmetros dessa combinação linear ($[1 - \alpha]$) designa-se por vector de cointegração.

O facto de x_t e y_t serem cointegradas, significa que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, pelo que quaisquer desvios em relação a esse equilíbrio - os erros de equilíbrio - são temporários. Granger [1986] demonstrou que, se duas variáveis são cointegradas, então a sua dinâmica de curto prazo pode ser descrita



por um “mecanismo corrector de erros”, construído com base no vector de cointegração:

$$(2.12) \quad \Delta x_t = \alpha_0 (x_{t-1} - \alpha y_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

O estudo da possível existência de relações de cointegração entre as variáveis do modelo, foi feito pelos métodos de Engle e Granger [1987] e de Johansen [1988].

2.3.2.1 - Método de Engle-Granger

Admitindo-se que x_t e y_t são duas variáveis não estacionárias e integradas da mesma ordem, o método de Engle e Granger para testar a existência de uma relação de cointegração entre elas, consiste em estimar a sua relação de equilíbrio de longo prazo, na forma:

$$(2.13) \quad x_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + e_t$$

e testar a estacionaridade dos resíduos (\hat{e}_t) da regressão, através da equação:

$$(2.14) \quad \Delta \hat{e}_t = \alpha_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Se não for possível rejeitar a hipótese nula ($\alpha_1 = 0$), não se pode rejeitar a hipótese de que x_t e y_t são não cointegradas.

Dado que as variáveis ly , lkg , lkp , ll e $ltcr$ são todas não estacionárias e $I(1)$, passou-se à estimação da sua relação de equilíbrio de longo prazo. Essa estimação foi feita

para o conjunto das cinco variáveis e, separadamente, para o subconjunto ly , lkg , lkp e ll , habitualmente considerado como tendo uma dada relação entre si, no contexto das funções de produção:

$$(2.15) \quad ly_t = \alpha_0 + \alpha_1 lkg_t + \alpha_2 lkp_t + \alpha_3 ll_t + \alpha_4 ltr_t + e_t$$

e

$$(2.16) \quad ly_t = \beta_0 + \beta_1 lkg_t + \beta_2 lkp_t + \beta_3 ll_t + u_t$$

Testou-se seguidamente a estacionaridade dos resíduos das regressões anteriores, estimando as equações:

$$(2.17) \quad \Delta \hat{e}_t = \gamma_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t$$

e

$$(2.18) \quad \Delta \hat{u}_t = \delta_1 \hat{u}_{t-1} + v_t$$

cujos resultados se apresentam no quadro 2.5:

Quadro 2.5

Variáveis na regressão		Estatística DF	Estatística ADF(1)
lkg, lkp, ly, ll, ltr	γ_1	-3.1787 (-4.8967)	-3.3305 (-4.9140)
lkg, lkp, ly, ll	δ_1	-2.4999 (-4.4821)	-2.6878 (-4.4962)

Entre parênteses: Valores críticos (95%) tabela de Mackinnon [1991]

Dado que os valores das estatísticas, simples e aumentada, de Dickey-Fuller são superiores ao valor crítico para qualquer das regressões, conclui-se que não se pode rejeitar a hipótese nula e, portanto, a hipótese de não cointegração.

2.3.2.2 - Método de Johansen

O Método dos estimadores da máxima verosimilhança, de Johansen, parte do pressuposto que as variáveis são geradas por um processo autoregressivo de ordem p :

$$(2.19) \quad X_t = C_0 + \Gamma_{t-1} X_{t-1} + \Gamma_2 X_{t-2} + \dots + \Gamma X_{t-p} + \varepsilon_t$$

onde: - X_t é o vector($n \times 1$) das variáveis;

- C_0 é um vector($n \times 1$) de constantes;

- Γ_i são matrizes($n \times n$) dos parâmetros;

- ε_t é um vector($n \times 1$) ruído branco.

O sistema anterior pode ser reparametrizado, de forma a obter-se a seguinte representação:

$$(2.20) \quad \Delta X_t = C_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\text{onde:} \quad \Pi = - \left(I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i \right); \quad \Pi_i = - \left(I - \sum_{j=1}^i \Gamma_j \right);$$

Admitindo-se que $X_t \sim I(1)$, então ΔX_t deve ser um vector de variáveis $I(0)$, o que exige que $\Pi X_{t-p} \sim I(0)$. Se a característica da matriz Π for 0 [$r(\Pi) = 0$], a matriz é nula e a equação (2.20) corresponde a um VAR em primeiras diferenças. Se $1 < r(\Pi) < n$, então existem r vectores de cointegração linearmente independentes, dado

que o termo ΠX_{t-p} corresponde a um mecanismo corrector de erros. Nesta última hipótese, existe uma representação de Π tal que: $\Pi = \alpha \beta'$, em que $\alpha(n \times r)$ e $\beta(n \times r)$. A matriz β é designada por “matriz de cointegração” por ter a propriedade de: $\beta' \cdot X_t \sim I(0)$, quando $X_t \sim I(1)$:

O método da máxima verosimilhança de Johansen proporciona duas estatísticas, baseadas no traço (λ_{trace}) e no máximo de valores próprios (λ_{max}) da equação característica de Π .

Com a estatística λ_{trace} testa-se a hipótese nula de que existem, no máximo, r vectores de cointegração [$H_0: r \leq i$; $H_1: r \geq i$ ($i = 0, 1, \dots, n$)]. Com a estatística λ_{max} , testa-se a hipótese de que existem exactamente r vectores de cointegração [$H_0: r = i$, $H_1: r = i + 1$ ($i = 0, 1, \dots, n$)]. A hipótese nula é rejeitada para valores das estatísticas superiores aos valores críticos da tabela de Johansen e Juselius [1990].

Tal como se fez no quadro da metodologia de Engle e Granger, a hipótese de cointegração foi estudada pelo método de Johansen para o conjunto das variáveis e para um subconjunto que excluiu a taxa de câmbio real.

Sendo necessário, para aplicação do método, determinar previamente a ordem do VAR que assegura a eliminação da autocorrelação dos resíduos, considerou-se um VAR de ordem 1, dado ser essa a ordem escolhida na fase de estimação, como se verá no ponto seguinte.

No quadro 2.6 apresentam-se os resultados do teste à hipótese de cointegração entre as cinco variáveis (ly , lkg , lkp , ll , $ltcr$). A hipótese nula de não cointegração ($r = 0$) não pode ser rejeitada em ambos os testes, pelo que se conclui que as variáveis são não cointegradas.

Quadro 2.6

Testes de cointegração entre todas as variáveis (ly, lkg, lkp, ll, ltcr)

(Método da Máxima Verosimilhança de Johansen)

Teste λ_{\max}				Teste λ_{trace}			
Hipóteses		Estatís- tica	Val.Crit. (95%)	Hipóteses		Estatís- tica	Val.Crit. (95%)
H0	H1			H0	H1		
$r = 0$	$r = 1$	20.73	33.46	$r = 0$	$r \geq 1$	57.16	68.52
$r \leq 1$	$r = 2$	15.32	27.07	$r \leq 1$	$r \geq 2$	36.44	47.21
$r \leq 2$	$r = 3$	13.27	20.97	$r \leq 2$	$r \geq 3$	21.11	29.68
$r \leq 3$	$r = 4$	7.79	14.07	$r \leq 3$	$r \geq 4$	7.84	15.41
$r \leq 5$	$r = 5$	0.05	3.76	$r \leq 5$	$r = 5$	0.05	3.76

No quadro 2.7 constam os resultados dos testes à hipótese de cointegração entre as variáveis ly, lkg, lkp e ll (excluindo a taxa de câmbio real).

Quadro 2.7

Teste de cointegração excluindo ltcr (ly, lkg, lkp e ll)

(Método da Máxima Verosimilhança de Johansen)

Teste λ_{\max}				Teste λ_{trace}			
Hipóteses		Estatís- tica	Val.Crit. (95%)	Hipóteses		Estatís- tica	Val.Crit. (95%)
H0	H1			H0	H1		
$r = 0$	$r = 1$	19.77	27.07	$r = 0$	$r \geq 1$	44.11	47.21
$r \leq 1$	$r = 2$	14.25	20.97	$r \leq 1$	$r \geq 2$	24.34	29.68
$r \leq 2$	$r = 3$	9.94	14.07	$r \leq 2$	$r \geq 3$	10.08	15.41
$r \leq 3$	$r = 4$	0.15	3.76	$r \leq 3$	$r = 4$	0.15	3.76

Também neste caso a hipótese nula de não cointegração ($r = 0$) não pode ser rejeitada em ambos os testes, pelo que se conclui igualmente que as variáveis ly, lkg, lkp e ll são não cointegradas.

2.4 - Estimação do Modelo

Tendo-se verificado que as variáveis do modelo são todas não estacionárias, integradas de ordem 1 e não cointegradas, concluiu-se que o modelo VAR não deve ser estimado em níveis, mas que o pode ser, livre de quaisquer restrições, em taxas de crescimento. O modelo terá então a seguinte forma geral:

$$(2.21) \quad X_t = A + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

em que:

$$X_t = [dlkg_t \ dlp_t \ dly_t \ dll_t \ dlcr_t]';$$

$$A = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \alpha_3 \ \alpha_4 \ \alpha_5]';$$

$$X_{t-i} = [dlkg_{t-i} \ dlp_{t-i} \ dly_{t-i} \ dll_{t-i} \ dlcr_{t-i}]';$$

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t} \ \varepsilon_{3t} \ \varepsilon_{4t} \ \varepsilon_{5t}]';$$

B_i são matrizes (5×5) de parâmetros

$i = 1, 2, \dots, p$

2.4.1 - A ordem do VAR

Para se passar à fase de estimação, é necessário definir previamente a ordem dos desfasamentos (p). Embora seja possível introduzir desfasamentos diferenciados para cada equação e para cada variável, é habitual considerar-se o mesmo numero de desfasamentos para todas as variáveis, em todas as equações. Esta solução, permite



preservar a simetria do sistema e realizar a estimação pelo OLS, cujos estimadores são consistentes e assintoticamente eficientes quando o número de regressores em cada equação é idêntico.

Apesar de, como se viu, a sobreparametrização ser uma característica típica dos VAR e de se tentar, em geral, evitar a imposição de restrições aos parâmetros, existem limites ao número de regressores a incluir nos modelos, dado que cada nova variável e cada aumento dos desfasamentos implica perda de graus de liberdade.

Tendo em conta essa limitação, bem como o número reduzido de observações de que se dispõe, considerou-se como limite máximo admissível o desfasamento de ordem 3, o que significa admitir-se o máximo de 16 regressores por equação e 80 no sistema.

Fixado o limite máximo para os desfasamentos, a opção por um deles em particular, é, em geral, feita com o auxílio de três testes: rácio da máxima verosimilhança, critério de informação de Akaike (AIC) e critério de informação Bayesiana de Schwartz (SBIC).

Para pequenas amostras, Enders [1995] considera de pouca utilidade o teste do rácio da máxima verosimilhança, que se baseia na teoria assintótica. Assim, utilizaram-se somente os critérios de Akaike e de Schwartz. O AIC e/ou o SBIC são calculados para cada modelo, devendo optar-se pelo que minimiza o seu valor. Para que os resultados sejam comparáveis, a estimação dos VAR deve ser feita a partir de amostras cobrindo o mesmo período temporal, que nesta estimação foi de 1964 a 1994.

Quadro 2.8

	AIC	SBIC	Nº. de Observ.
VAR (1)	-22.324	-35.126	31
VAR (2)	-21.377	-33.022	31
VAR (3)	-22.383	-32.872	31

Como se pode constatar no quadro acima, os dois critérios apresentam resultados contraditórios. Pelo AIC escolher-se-ia o VAR(3) e pelo SBIC o VAR(1). No entanto, dado que os resultados do AIC para os VAR(1) e VAR(3) são quase idênticos e que o SBIC mostra uma superioridade significativa do VAR(1), optou-se por este.

2.4.2 - Estimação

Partindo dos resultados anteriores, procedeu-se então à estimação do seguinte modelo:

$$(2.22) \quad dly_t = \alpha_1 + \beta_{11} dlkg_{t-1} + \beta_{12} dlkp_{t-1} + \beta_{13} dly_{t-1} + \beta_{14} dll_{t-1} + \beta_{15} dlter_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$(2.23) \quad dlkg_t = \alpha_2 + \beta_{21} dlkg_{t-1} + \beta_{22} dlkp_{t-1} + \beta_{23} dly_{t-1} + \beta_{24} dll_{t-1} + \beta_{25} dlter_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$(2.24) \quad dlkp_t = \alpha_3 + \beta_{31} dlkg_{t-1} + \beta_{32} dlkp_{t-1} + \beta_{33} dly_{t-1} + \beta_{34} dll_{t-1} + \beta_{35} dlter_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

$$(2.25) \quad dll_t = \alpha_4 + \beta_{41} dlkg_{t-1} + \beta_{42} dlkp_{t-1} + \beta_{43} dly_{t-1} + \beta_{44} dll_{t-1} + \beta_{45} dlter_{t-1} + \varepsilon_{4t}$$

$$(2.26) \quad dlter_t = \alpha_5 + \beta_{51} dlkg_{t-1} + \beta_{52} dlkp_{t-1} + \beta_{53} dly_{t-1} + \beta_{54} dll_{t-1} + \beta_{55} dlter_{t-1} + \varepsilon_{5t}$$

Dado que todas as variáveis no lado direito das equação são pré-determinadas, que o número de regressores é idêntico em todas as equações e que se admite que os resíduos

de cada equação são não correlacionados e de variância constante (hipótese a ser testada posteriormente), as equações podem ser estimadas, uma a uma, pelo OLS. Nestas circunstâncias, como se disse, o estimador OLS é consistente e assintoticamente eficiente. Os resultados da estimação serão apresentados no quadro 3.1 do capítulo 3.

2.4.3 - Análise dos Resíduos

Os testes realizados aos resíduos das regressões - de que se apresenta uma síntese no quadro seguinte - validam as hipóteses iniciais.

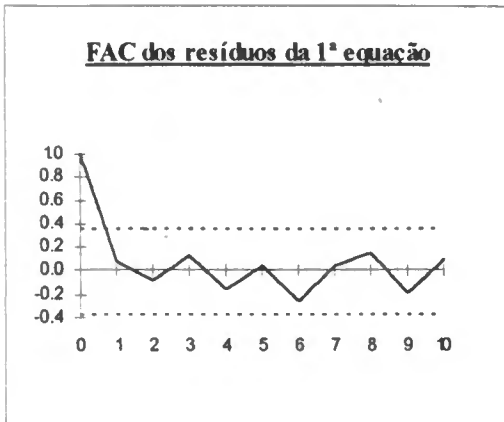
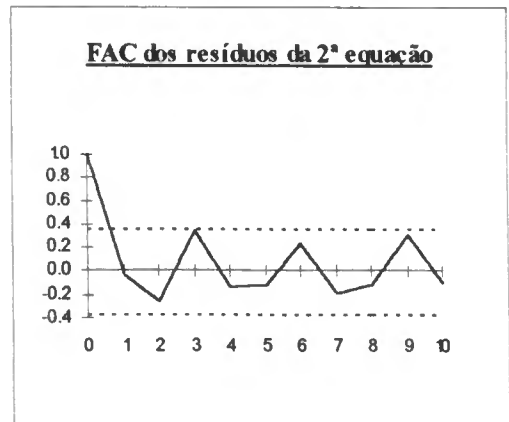
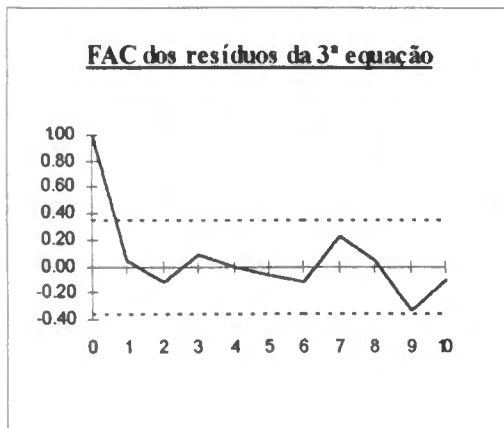
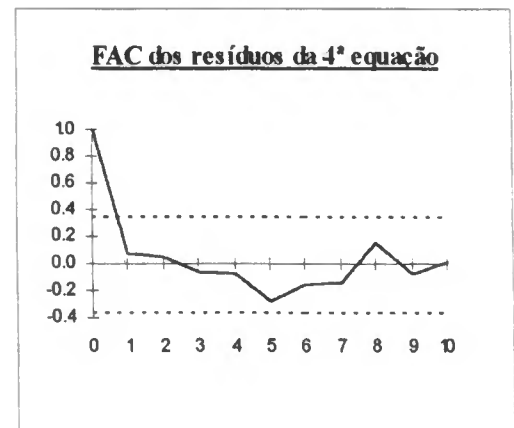
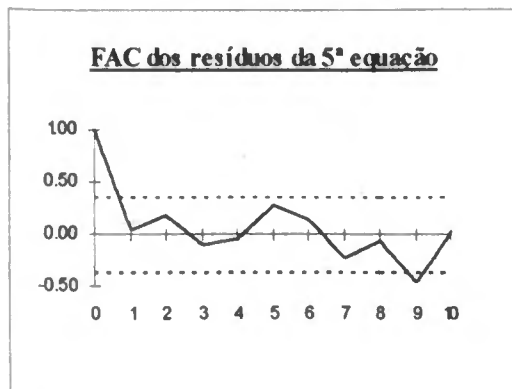
Quadro 2.9

Testes aos resíduos do modelo VAR (1)

	e_{1t}		e_{2t}		e_{3t}		e_{4t}		e_{5t}	
média	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
desvio padrão	0.024		0.029		0.024		0.022		0.034	
FAC										
1º lag	0.076		-0.021		0.035		0.084		0.040	
2º lag	-0.076		-0.257		-0.122		0.051		0.175	
3º lag	0.126		0.340		0.081		-0.061		-0.097	
4º lag	-0.152		-0.137		-0.011		-0.084		-0.034	
Teste de Box-Pierce Q(4)	1.573	[.814]	6.234	[.182]	0.703	[.951]	0.628	[.960]	1.328	[.857]
Teste de Ljung-Box Q(4)	1.864	[.761]	7.288	[.121]	0.807	[.937]	0.729	[.948]	1.524	[.822]
Teste LM de Heterosced.	2.063	[.151]	0.841	[.359]	0.048	[.826]	0.071	[.789]	0.150	[.699]
Teste Jarque-Bera	0.053	[.974]	0.724	[.696]	0.353	[.838]	0.259	[.878]	2.063	[.356]

P-values entre parênteses

O teste de Jarque-Bera indica a normalidade dos resíduos. O teste LM de heterocedasticidade rejeita a hipótese nula de heterocedasticidade. Os testes Q(4) de Ljung-Box e de Box-Pierce confirmam a nulidade conjunta dos primeiros quatro desfasamentos. As funções de autocorrelação (FAC) apontam para a nulidade de cada um dos coeficientes de autocorrelação. Embora no quadro só se indiquem os primeiros quatro desfasamentos, nas figuras 2.10 a 2.14 (página seguinte) representam-se graficamente as funções de autocorrelação até ao desfasamento de ordem 8. O Perfil da FAC, em conjunto com as estatísticas Q(4) de Ljung-Box e de Box-Pierce, indiciam um estrutura do tipo ruído branco.

Figura 2.10**Figura 2.11****Figura 2.12****Figura 2.13****Figura 2.14**

As linhas a tracejado correspondem ao valor do teste de Bartlett à nulidade das autocorrelações (sugerido por Granger e Newbold[1994] e por Murteira e al. [1993], entre outros). Este teste, estabelece como região de rejeição ao nível de

5%: $|\hat{\phi}_k(\hat{\epsilon})| \geq \frac{2}{\sqrt{T}}$. Com $T = 31$, o limite da

região de rejeição será: $\pm \frac{2}{\sqrt{31}} = \pm 0.36$.

2.4.4 - Funções Impulso-Resposta

No contexto da análise univariada de sucessões cronológicas, um processo estacionário autoregressivo admite sempre uma representação equivalente sob a forma de um processo de médias móveis (Granger e Newbolb [1994], pp 24-25). Tal como os processos autoregressivos univariados, também os vectores autoregressivos admitem uma representação sob a forma de vectores de médias móveis (Enders [1995], pp 305).

É com base nesta equivalência entre a representação sobre a forma de vectores autoregressivos e a representação sob a forma de vectores de médias móveis, que são construídas as funções impulso-resposta. Estas funções, constituem um elemento importante da metodologia dos VAR, pois permitem estudar a dinâmica temporal de ajustamento das variáveis do sistema, na sequência de um choque (*innovation*) sobre uma delas.

Assim, o modelo inicial (equação 2.21):
$$X_t = A + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

admite uma representação na forma:

$$(2.27) \quad X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i}$$

- em que:
- X_t é o vector (5×1) das variáveis;
 - μ é um vector (5×1) com as médias das variáveis
 - Φ_i são matrizes (5×5) de elementos $\phi_{jk}(i)$, $j, k = 1, 2, \dots, 5$

- $e_{t-i} = [e_{1t-i} \ e_{2t-i} \ e_{3t-i} \ e_{4t-i} \ e_{5t-i}]'$ é o vector de inovações do VAR na forma estrutural.

Os elementos $\phi_{jk}(i)$, das matrizes Φ_i , são os multiplicadores de impacto, que constituem as funções impulso-resposta. Assim $\phi_{jk}(0)$, dá o impacto instantâneo de uma variação unitária na inovação e_{kt} sobre a variável j e, similarmente, $\phi_{jk}(t-i)$ dá o impacto sobre a variável j , de uma variação unitária na inovação e_{kt-i} .

O somatório dos multiplicadores de impacto $\phi_{jk}(i)$ de $t-i$ até t dá o efeito acumulado, sobre a variável j , ao fim de i períodos, de uma variação unitária em e_{kt-i} . Quando o número de períodos considerado tende para ∞ , esse efeito acumulado dá-nos o multiplicador de longo prazo.

Dado que o conhecimento das matrizes Φ_i exige o conhecimento dos coeficientes do VAR estrutural, e que o VAR standard estimado é não identificado, para calcular as funções impulso-resposta torna-se necessário impor restrições que permitam a sua determinação. Embora existam diferentes formas de decomposição que permitem essa identificação, a mais usual é a decomposição de Choleski¹. A consequência deste tipo de factorização, é que impõe uma assimetria no impacto dos choques das diferentes variáveis, tornando importante a sua ordenação no VAR. Com efeito, cada variável só é afectada contemporaneamente por choques sobre si própria e por choques sobre as variáveis que a antecedem na equação.

Trata-se de uma limitação, que exige do investigador o estabelecimento de hipóteses prévias quanto à interacção entre as variáveis. Neste trabalho admitiu-se como aceitável a seguinte ordenação: kg, kp, y, l, tcr.

¹ Hendry[1995], define "Decomposição de Choleski: Quando $A(n \times n)$, é uma matriz simétrica, definida positiva, então: $A = L L'$, onde L é uma matriz triangular inferior única e com elementos diagonais positivos".

Essa escolha assenta, basicamente, nos pressupostos iniciais do modelo:

- 1) - as decisões de investimento público são tomadas exclusivamente com base no conhecimento sobre o valor passado das outras variáveis, não sendo afectadas pelo seu valor actual.
- 2) - as decisões de investimento privado têm em conta a informação actual sobre as decisões de investimento público e o conhecimento sobre o valor passado das outras variáveis.
- 3) - o produto reage contemporaneamente a choques no investimento, público e privado, mas com um desfasamento em choques sobre o emprego e a taxa de câmbio real;
- 4) - o emprego é afectado contemporaneamente por choques no investimento, público e privado, e no produto, reagindo com um desfasamento a choques na taxa de câmbio real;
- 5) - a taxa de câmbio real é de imediato afectada por choques sobre qualquer das outras variáveis.

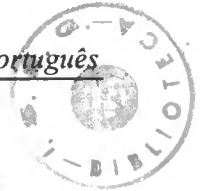
Admite-se que as duas primeiras hipóteses são relativamente pacíficas. Quanto ao ordenamento das restantes variáveis, seriam possíveis outras soluções quanto à forma de interacção entre as variáveis. No entanto, considera-se aceitável que o impacto de choques no produto e no emprego sobre a taxa de câmbio real seja contemporâneo, enquanto o impacto dos choques na taxa de câmbio real sobre essas duas variáveis registre algum desfasamento, dada a existência de restrições de natureza institucional.

As funções de impulso-resposta estimadas, com esta ordenação das variáveis, constam do quadro abaixo.

Quadro 2.10

Funções Impulso-Resposta das variáveis indicadas face a choques em DLKG (%)

	DLKP	DLY	DLL	DLTCR
1	2.256	0.062	-0.336	-0.959
2	0.815	-0.451	-0.730	-0.746
3	0.046	-0.275	-0.508	0.168
4	-0.057	-0.063	-0.223	0.558
5	0.019	0.026	-0.070	0.459
6	0.061	0.032	-0.021	0.240
7	0.052	0.015	-0.014	0.092
8	0.029	0.004	-0.012	0.030
9	0.012	0.000	-0.009	0.012
10	0.004	0.000	-0.005	0.009
11	0.002	0.000	-0.002	0.006
12	0.001	0.001	-0.001	0.004
13	0.001	0.000	0.000	0.002
14	0.000	0.000	0.000	0.001
15	0.000	0.000	0.000	0.000



2.4.5 - Decomposição da variância dos erros de previsão

Partindo da representação do VAR sob a forma de um vector de médias móveis, o erro de previsão da variável y no período $t+n$ é igual à diferença entre o valor previsto e o seu valor esperado nesse período:

$$(2.28) \quad y_{t+n} - E_t[y_{t+n}] = \sum_{i=0}^{n-1} \Phi_i e_{t+n-i}$$

Admitindo um modelo com duas variáveis, y e w , a variância da previsão da variável y , a n períodos, corresponde a:

$$(2.29) \quad \sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2 \left[\sum_{i=0}^{n-1} \phi_{11}(i)^2 \right] + \sigma_w^2 \left[\sum_{i=0}^{n-1} \phi_{12}(i)^2 \right]$$

Esta variância, que aumenta com o alargamento do horizonte de previsão, pode ser decomposta dividindo cada um dos termos do lado direito da equação (3.23) por $\sigma_y(n)^2$. Os rácios assim obtidos dão a proporção em que cada uma das variáveis contribui para a explicação da variância do erro de previsão de y .

No contexto do modelo estimado, se, por exemplo, as variações de $dlkg_t$ não explicam qualquer proporção dos erros de previsão da variável $dltr_t$, pode-se concluir que $dltr_t$ é exógena em relação a $dlkg_t$.

Na análise da decomposição da variância do erro de previsão, deve ter-se em conta a assimetria do impacto dos choques nas diferentes variáveis imposta pela factorização de Choleski. Dela resulta que os choques nas variáveis situadas à sua direita na equação de regressão não se reflectem na previsão inicial. Essa assimetria dilui-se com o alargamento do horizonte da previsão.

No quadro 2.11 apresenta-se a decomposição do erro de previsão, em t , para o período $t + \tau$ ($\tau = 1, 5, 10$).

Quadro 2.11

Decomposição da variância do erro de previsão para o período $t + \tau$

	τ	Desvio Padrão	choques na variável:					%
			dlkg	dlkp	dly	dll	dltr	
dlkg	1	0.027	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0
	5	0.035	70.6	21.8	4.9	2.3	0.4	100.0
	10	0.035	68.8	22.9	5.4	2.5	0.5	100.0
dlkp	1	0.026	74.8	25.2	0.0	0.0	0.0	100.0
	5	0.031	61.6	19.0	15.5	3.3	0.6	100.0
	10	0.031	61.1	19.3	15.6	3.3	0.7	100.0
dly	1	0.031	0.0	23.1	76.9	0.0	0.0	100.0
	5	0.036	2.2	26.8	63.7	5.2	2.1	100.0
	10	0.036	2.2	26.8	63.7	5.2	2.1	100.0
dll	1	0.024	2.0	0.4	0.1	97.5	0.0	100.0
	5	0.029	11.3	13.8	3.0	69.4	2.5	100.0
	10	0.029	11.3	14.1	3.1	69.0	2.5	100.0
dltr	1	0.037	6.7	5.7	4.8	0.6	82.1	100.0
	5	0.054	7.0	20.0	13.4	15.3	44.3	100.0
	10	0.054	7.1	20.9	13.4	15.5	43.2	100.0

3 - Análise dos resultados

A análise que se irá fazer neste ponto, tem como objectivo central responder às principais questões colocadas no início do trabalho:

- existe uma relação de causalidade entre os acréscimos no stock de capital público e o andamento da taxa real de câmbio do escudo ?
- existem efeitos de complementaridade e relações de causalidade entre capital público e capital privado ? Essa relação é unidireccional, do capital público para o capital privado, ou existe causalidade inversa ?
- qual o impacto dos acréscimos no stock de capital público sobre o produto, o emprego, o investimento privado e a taxa de câmbio real ?

3.1 - Relações de Causalidade

A noção de causalidade, e também as de relações de causalidade e de ordenamento causal, têm, no contexto da análise econométrica empírica, uma definição algo limitada e eminentemente prática. Mais do que pretender-se saber se X causa (produz, origina) Y, o que se testa é se X melhora a previsão de Y. A definição de causalidade de maior aceitação é devida a Granger [1969] e daí ser conhecida por causalidade à Granger: X é causa à Granger de Y, se o valor presente de Y pode ser previsto com mais precisão usando os valores passados de X do que não os usando, mantendo-se idêntica a restante informação.

O teste da causalidade à Granger consiste então em testar a nulidade dos coeficientes associados aos desfasamentos de X. No contexto do modelo estimado,

e dado que cada variável só entra com um desfasamento em cada equação, a relação de causalidade entre uma dada variável e a variável dependente pode ser testada pela estatística t do respectivo parâmetro (Judge e al[1988]).

Um conceito similar é o de causalidade em bloco, em que se testa a nulidade conjunta dos coeficientes associados às restantes variáveis desfasadas. Os resultados deste teste são apresentados no quadro 3.1, com a designação de Teste F (block-exogeneity).

O conceito de exogeneidade é significativamente mais forte que o de causalidade à Granger. De acordo com Enders [1995] uma condição necessária de exogeneidade de Y em relação a X , é que os valores presentes e passados de X não afectem Y . No contexto dos VAR, isso significa que todos os coeficientes $\phi_{yx}(i)$ sejam nulos. O seu estudo pode fazer-se a partir da decomposição da variância do erro de previsão.

3.1.1 - Causalidade capital / público capital privado

Os resultados contidos no quadro 3.1, confirmam que existe uma relação de causalidade à Granger entre capital público e capital privado. Com efeito, verifica-se que os acréscimos na taxa de crescimento do capital público, desfasados um período, afectam positivamente a taxa de crescimento actual do capital privado.

Confirmam igualmente a existência de causalidade inversa, verificando-se que os acréscimos na taxa de crescimento do capital privado afectam negativamente a taxa de crescimento do capital público, também com o desfasamento de um período.

Quadro 3.1

Resultados da estimação do modelo VAR (1)

	Variável dependente									
	\underline{dlkg}_t		\underline{dly}_t		\underline{dlkp}_t		\underline{dll}_t		\underline{dltr}_t	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
\underline{dlkg}_{t-1}	-1.174	3.99 *	-0.397	-1.15	0.619	2.16 *	-0.437	-1.67	0.302	0.74
\underline{dly}_{t-1}	0.156	0.89	0.355	1.72	0.394	2.31 *	0.179	1.15	-0.124	-0.51
\underline{dlkp}_{t-1}	-0.921	-2.73 *	0.283	0.71	-0.371	-1.12	0.252	0.84	-0.662	-1.41
\underline{dll}_{t-1}	0.210	1.01	-0.239	-0.98	0.226	1.12	0.131	0.71	-0.797	-2.77 *
\underline{dltr}_{t-1}	-0.057	-0.54	0.135	1.08	-0.049	-0.48	0.100	1.06	0.334	2.27 *
C	0.020	1.59	0.039	2.59 *	0.005	0.43	0.015	1.37	0.018	1.03
R ²	0.42		0.24		0.30		0.33		0.52	
R ² Ajust	0.31		0.09		0.16		0.19		0.42	
Teste F (block-exogeneity)	1.95	[.13]	0.72	[.59]	1.93	[.14]	2.01	[.12]	4.16	* [.01]
Matriz de Correlação Contemporânea										
	DLKG	DLY	DLKP	DLL	DLTRC					
DLKG	1.000									
DLY	-0.155	1.000								
DLKP	0.766	0.223	1.000							
DLL	-0.351	0.257	-0.073	1.000						
DLTRC	-0.025	-0.061	-0.207	-0.090	1.000					

O sinal dos coeficientes β_{23} e β_{32} está de acordo com a percepção empírica sobre as relações entre capital público e capital privado.

O impacto positivo na relação capital público → capital privado, pode ser justificado pela existência de externalidades positivas geradas pelo investimento público, nomeadamente em infraestruturas de base, pelo facto de a maior parte do investimento público se traduzir em procura dirigida ao sector privado, sendo aí

gerador de novos investimentos que assegurem uma capacidade de produção adequada, e ainda pela existência de situações em que capital público e capital privado surgem associados em projectos de investimento.

Quanto ao impacto negativo do aumento da taxa de crescimento do capital privado sobre a taxa de crescimento do capital público, parece confirmar a percepção de que as decisões de investimento público têm uma componente importante de política macroeconómica, que visará intervir sobre o andamento da economia pelo estímulo, ou desincentivo, ao investimento privado.

O teste F de causalidade em bloco rejeita, para ambas as variáveis, a nulidade conjunta dos coeficientes associados às restantes variáveis desfasadas, confirmando que os valores passados das variáveis consideradas no modelo têm, globalmente, uma relação de causalidade à Granger com o stock de capital público e o stock de capital privado.

A análise dos coeficientes $\phi_{dlkg,dlkp}(i)$ e $\phi_{dlkp,dlkg}(i)$ evidencia a não exogeneidade de ambas as variáveis.

A decomposição da variância do erro de previsão de dlkg e dlkp, confirmando as conclusões anteriores, apresenta resultados adicionais interessantes. Em geral, são os choques sobre a própria variável que explicam a maior parte da variância do erro de previsão. Também aqui isso sucede, com excepção do stock de capital privado. Enquanto a variância do erro de previsão de dlkg é explicada em cerca de 69% por choques sobre a própria variável e em cerca de 23% por choques sobre dlkp, a variância do erro de previsão de dlkp só é explicada em cerca de 19% por choques sobre o investimento privado, sendo cerca de 60% explicada por choques em dlkg.

Esta constatação, algo surpreendente, indicia um enorme peso do investimento público nas decisões de investimento privadas. Admitindo-se que os investimentos

das empresas públicas são coordenados com os investimentos do sector público administrativo, esse facto poderá explicar parcialmente este resultado.

3.1.2 - Causalidade capital público / taxa de câmbio real

A estatística t do parâmetro associado a $dlkg$ aponta no sentido de que o capital público não é causa à Granger da taxa de câmbio real. Por outro lado, o teste F de causalidade em bloco das variáveis $dlkg$, $dlkg$, dly e dll em relação à taxa de câmbio real, evidencia a não existência de causalidade conjunta à Granger.

Apesar da nulidade conjunta das variáveis desfasadas na equação da taxa de câmbio real, o coeficiente associado a dll_{t-1} revela-se significativo, o que indica a existência de causalidade à Granger entre a taxa de crescimento do emprego e a taxa de crescimento da taxa de câmbio real. O sinal do coeficiente mostra que os acréscimos no emprego originam uma apreciação da taxa de câmbio real. É admissível que esta apreciação resulte de um efeito salários reais. O aumento da taxa de crescimento do emprego, reflectindo um acréscimo na procura de trabalho, tende a gerar um aumento dos salários reais, que é incorporado nos preços internos via custos de produção, originando uma apreciação real.

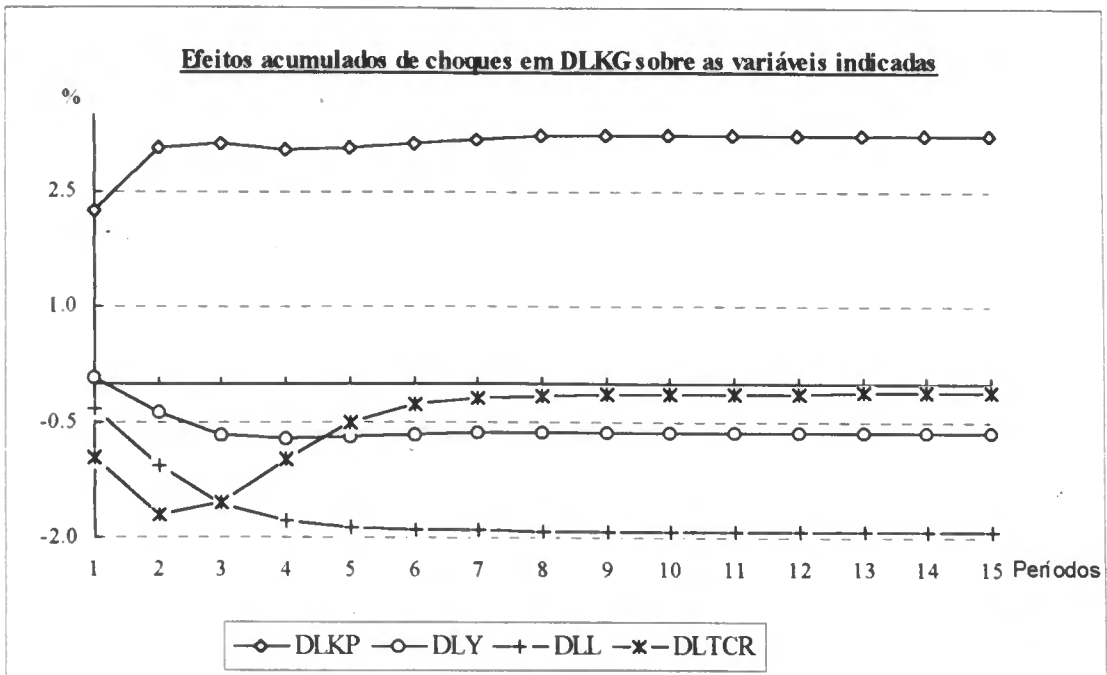
A análise dos coeficientes $\phi_{jk}(i)$ mostra a não exogeneidade da taxa de câmbio real em relação às restantes variáveis. A decomposição da variância do erro de previsão confirma esta hipótese. As inovações em $dlkg$ explicam cerca de 7% da variância do erro de previsão, mantendo-se essa proporção estável para previsões a 1, 5 e 10 períodos. Este comportamento contrasta com o das inovações nas outras variáveis, que explicando uma proporção inferior no período inicial (quase nula no caso do emprego), aumentam depois o seu peso. É significativo o peso do capital privado

(cerca de 21%) do emprego (cerca de 16%) e do produto (cerca de 13%) na explicação da variância do erro de previsão da taxa de câmbio real.

Os resultados dos testes de causalidade à Granger evidenciam a ausência no modelo de variáveis consideradas fundamentais para a explicação do andamento da taxa de câmbio real, como a produtividade ou o diferencial entre a taxa de juro interna e externa, em relação às quais as variáveis incluídas não conseguem funcionar como proxy aceitável.

3.2 - Impacto do capital público sobre o capital privado, o produto, o emprego e a taxa de câmbio real

A análise do efeito dos acréscimos no capital público sobre as restantes variáveis será feita a partir dos multiplicadores de impacto (que dão o impacto em cada período) e dos multiplicadores de longo prazo (que dão os efeitos acumulados ao fim de n períodos). Recorrer-se-á à representação gráfica das funções impulso-resposta (multiplicadores de impacto) e dos seus efeitos acumulados, num horizonte de 15 períodos (quando representam, seguramente, o multiplicador de longo prazo).

Figura 3.1

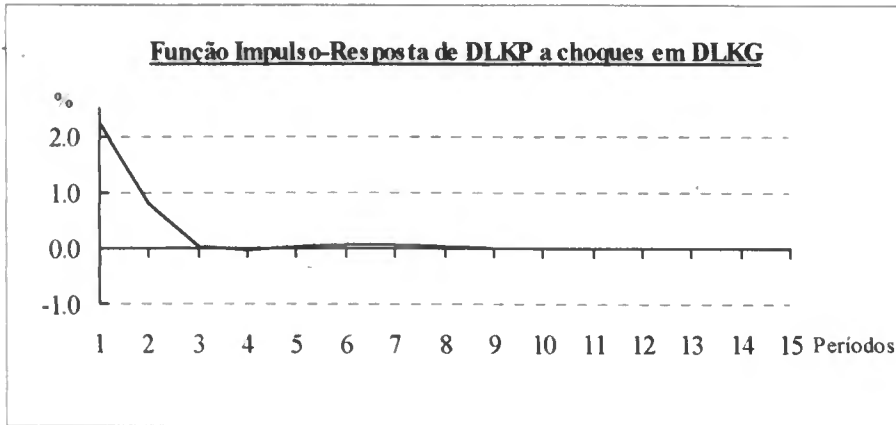
3.2.1 - Impacto no capital privado

Como seria de esperar, face aos resultados da análise das relações de causalidade, os multiplicadores de impacto confirmam que os acréscimos na taxa de crescimento do capital público têm um efeito positivo acentuado sobre a formação de capital privado. O essencial desse impacto concretiza-se nos dois primeiros anos, sendo a partir daí bastante reduzido.

Em consequência, os efeitos acumulados são fortemente positivos. A observação da figura 3.6, confirma a concentração dos efeitos nos dois primeiros anos, mas evidencia a subsistência de alguma dinâmica no período posterior. A partir do décimo ano os multiplicadores de impacto tornam-se praticamente nulos, sendo a elasticidade de longo prazo de 3.24. Confirma-se assim a existência de um efeito de

complementaridade entre capital público e capital privado, no sentido de que acréscimos no capital público originam acréscimos no capital privado.

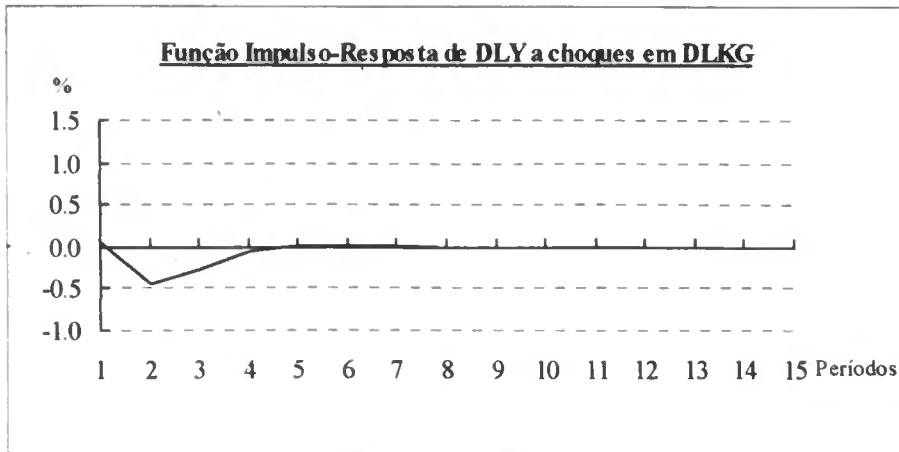
Figura nº 3.2



Flores de Frutos e Pereira [1993] chegaram a um valor do multiplicador de longo prazo, para a economia americana, exactamente igual ao aqui reportado. No entanto, o padrão dos impactos é algo diferente, dado que no trabalho destes autores se regista um impacto inicial ligeiramente negativo, seguido de impactos positivos nos anos subsequentes.

3.2.2 - Impacto no produto

Os multiplicadores de impacto da taxa de crescimento do capital público sobre a taxa de crescimento do produto apresentam uma evolução interessante e que, tudo o indica, não deverá ser dissociada da dinâmica dos impactos sobre a taxa de câmbio real .

Figura 3.3

A um primeiro impacto marginalmente positivo, segue-se um período de impactos negativos, embora de dimensão reduzida e decrescente. A partir do quinto período os impactos tornam-se praticamente nulos, numa dinâmica que parece acompanhar, com desfasamento, a dinâmica de ajustamento da taxa de câmbio real.

O multiplicador de longo prazo reflecte o efeito acumulado dessa dinâmica (figura 3.1), assumindo um valor negativo, embora de dimensão pouco significativa: -0.65.

Constata-se que a proporção da variância do erro de previsão explicada pelas inovações em dlkg é muito reduzida, sendo quase nula no momento inicial e atingindo um máximo de 2,2% . Pelo contrário, as inovações em dlkp explicam cerca de 27% da variância do erro de previsão do produto.

O impacto inicial positivo do aumento da taxa de crescimento do capital público sobre a taxa de crescimento do produto, resultará de um efeito despesa, que se traduz em acréscimo do produto. Gramlich [1994] sustenta a existência desse efeito despesa de curto prazo. Seria de admitir que o impacto positivo inicial se prolongasse, embora de forma decrescente, nomeadamente por via dos efeitos positivos do capital público sobre o capital privado. A não verificação desta hipótese e a constatação de que as variações do produto tendem para 0 á medida que

a taxa de câmbio real se deprecia, regressando ao seu equilíbrio inicial, sugerem a existência de um efeito competitividade, resultante da apreciação da taxa de câmbio real.

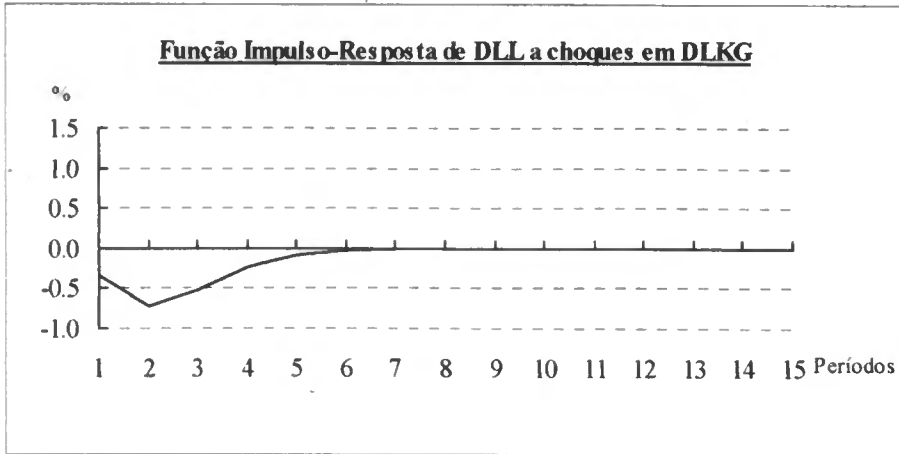
Poderá questionar-se esta interpretação, na medida em que, cessando o impacto negativo do efeito competitividade, deveriam fazer-se sentir os impactos positivos dos acréscimos no capital público e privado.

Uma explicação possível para esse facto, tal como no caso do impacto sobre o emprego, como se verá, é a existência de um fenómeno de histerese. A perda de competitividade, resultante da apreciação da taxa de câmbio real, leva à perda de quotas de mercado, e mesmo à saída do mercado, por parte das empresas menos eficientes, sendo o seu lugar ocupado por produção externa. Admitindo-se como possível alguma recuperação de quotas por parte das empresas que se mantiveram no mercado, a resistência à saída dos produtores estrangeiros, que entretanto incorreram em custos de entrada no mercado nacional, pode originar um efeito de arrastamento que inviabilize a recuperação da produção nacional.

3.2.3 - Impacto no emprego

A dinâmica de ajustamento da taxa de crescimento do emprego face a choques sobre a taxa de crescimento do capital público, apresenta características próximas das que se verificam com a dinâmica do produto, embora persistindo por um horizonte mais alargado.

O impacto negativo do momento inicial acentua-se no período seguinte, momento a partir do qual se vai tornando cada vez menor, acompanhando aliás a dinâmica da produto. No décimo período o multiplicador de impacto é praticamente nulo.

**Figura 3.4**

Os efeitos acumulados deste impacto negativo são bastante mais significativos do que em relação ao produto (figura 3.1). O multiplicador de longo prazo é -1.93. A proporção da variância do erro de previsão da taxa de crescimento do emprego explicada por choques na taxa de crescimento do capital público situa-se em cerca de 11%, embora com um valor baixo no período inicial: 2%.

Mais uma vez parece razoável admitir-se que o efeito competitividade, ao atingir negativamente as empresas, vai repercutir-se negativamente, com dimensão amplificada, sobre o emprego.

Complementarmente, admite-se existir um efeito de substituição entre capital e trabalho, resultante, nomeadamente, da melhoria da eficiência marginal do capital privado induzida por eventuais externalidades positivas associadas ao capital público.

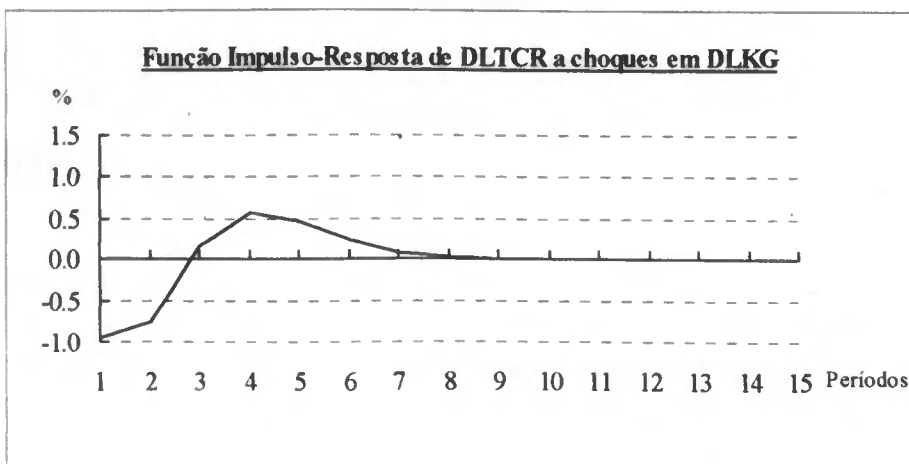
Este resultado, em conjunto com o obtido para o produto, sugere que o investimento público não deve ser usado como instrumento de política económica anti-cíclica, dados os efeitos negativos sobre o produto e o emprego.

Flores de Frutos e Pereira [1993], referem em nota (nota 12) existir evidência de que economias como a da Espanha e Grécia, onde parte significativa do capital é produzido por empresas públicas, tendem a mostrar uma relação de substituíbilidade entre capital público e emprego privado.

3.2.4 - Impacto na taxa de câmbio real

Como se viu no ponto 3.1.2, não foi possível estabelecer, a partir dos resultados da regressão relativa a $dltr$, a existência de causalidade à Granger entre as taxas de crescimento do capital público, desfasada um período, e a taxa de crescimento actual da taxa de câmbio real. Verificou-se igualmente não ser possível estabelecer um relação de causalidade conjunta das variáveis do modelo em relação à taxa de câmbio, embora exista causalidade à Granger entre emprego e taxa de câmbio real. Constatou-se ainda, pela análise dos coeficientes $\phi(i)$ e pela decomposição da variância do erro de previsão, a não exogeneidade da taxa de câmbio real.

Figura 3.5



A análise da função impulso-resposta da taxa de crescimento da taxa de câmbio real face a choques na taxa de crescimento do capital público, mostra que existe um

impacto inicial negativo (apreciação real) que se mantém, embora menos forte, no período seguinte. Isto é, parece existir um efeito contemporâneo significativo. A partir desse momento entra-se numa fase de depreciação a ritmo crescente até ao 5º período e decrescente depois. No 10º período, o multiplicador de impacto é praticamente nulo. Os efeitos acumulados desta dinâmica (figura 3.1) traduzem-se no regresso da taxa de crescimento da taxa câmbio real ao seu valor inicial, sendo o multiplicador de longo prazo -0.13.

Assim, parece poder concluir-se que os efeitos de choques no capital público sobre a taxa de câmbio real, traduzindo-se primeiro numa apreciação real e depois numa depreciação real que a compensa, são temporários.

Uma explicação possível para esta dinâmica da taxa de câmbio real face a choques no capital público será a seguinte: Existe um efeito despesa inicial resultante do aumento da procura dirigida ao sector dos bens não transaccionáveis, que origina um acréscimo dos preços internos e, por essa via, uma apreciação real. Neste sector, aumenta então a procura de trabalho, pressionando a subida dos salários reais e novos acréscimos nos preços internos. Entretanto, estes efeitos são contrariados pelo seu impacto negativo no sector dos bens transaccionáveis, em resultado da perda de competitividade e da pressão sobre os salários reais. À medida que o efeito inicial do investimento sobre o sector dos transaccionáveis se extingue, dominam os efeitos no sector do transaccionáveis, que são suficientemente fortes para anular os ganhos de produtividade entretanto obtidos.

Aparentemente, este resultado parece confirmar a teoria da paridade dos poderes de compra e a reduzida influência dos *fundamentals*. Edwards [1989], num estudo com base em dados relativos a 12 países em desenvolvimento, conclui que o investimento (total) resultava em depreciação real, sugerindo como explicação possível o facto de, nesses países, o investimento se traduzir primordialmente em

procura dirigida ao sector dos transaccionáveis, o que não corresponde ao caso português.

4 - Conclusões

No presente trabalho procurou-se avaliar os impactos das variações no stock de capital público sobre o taxa de câmbio real, o capital privado, o produto e o emprego, bem como a eventual existência de relações de causalidade entre as variáveis. A intenção de captar a dinâmica das interações entre as variáveis e a inclusão da taxa de câmbio real num modelo que se aproxima das formulações habituais das funções de produção, levou à adopção de uma estratégia de modelização flexível, com a formulação de um mínimo de hipóteses prévias, e à escolha da sua estimação sob a forma autoregressiva, susceptível de dar resposta ao conjunto das questões formuladas inicialmente.

A análise dos resultados da estimação do VAR permitiu o estabelecimento das seguintes conclusões:

- 1) - Existe causalidade à Granger do capital público para o capital privado e causalidade inversa do capital privado para o capital público. Existe um efeito de complementaridade do capital público em relação ao capital privado. O impacto do capital público no capital privado é positivo, mas o impacto do capital privado no capital público é negativo. Admite-se que o sector público siga uma política anti-cíclica em relação ao investimento privado.*

Os acréscimos na taxa de crescimento capital público têm um impacto fortemente positivo sobre a taxa de crescimento do capital privado, sendo o multiplicador de longo prazo 3.24. Esse impacto positivo exerce-se fundamentalmente nos dois primeiros anos, sendo o impacto nos anos posteriores quase nulo. Os choques sobre



a taxa de crescimento do capital público explicam cerca de 60% da variância do erro de previsão da taxa de crescimento do capital privado, o que contrasta fortemente com o facto de os choques sobre a própria variável só explicarem cerca de 23% desse erro. O impacto positivo do capital público sobre o capital privado, pode resultar da existência de externalidades positivas associadas ao capital público, do facto de o investimento público se traduzir, no curto prazo, em procura dirigida ao sector privado, gerando aí a necessidade de novos investimentos, ou ainda da ocorrência de projectos de investimentos em que ambos os sectores surgem associados.

Os acréscimos na taxa de crescimento do capital privado têm um impacto negativo na taxa de crescimento do capital público. Admite-se a hipótese de o sector público adoptar uma regra anti-cíclica em relação ao investimento privado, procurando estimulá-lo na fase baixa e reduzindo a sua presença na fase alta.

- 2) - *Não existe causalidade à Granger entre capital público e taxa de câmbio real, nem entre o conjunto das variáveis do modelo e a taxa de câmbio real, mas esta não é exógena no modelo. Existe causalidade à Granger entre a taxa de crescimento do emprego, desfasada um período, e a taxa de câmbio real. Acréscimos no capital público induzem apreciação real, mas o seu efeito é temporário.*

Os acréscimos na taxa de crescimento do emprego, desfasados um período, têm um impacto negativo sobre a taxa de câmbio real, ou seja, conduzem a uma apreciação real. Uma explicação possível deste impacto será a existência de um efeito salários reais. O aumento da procura de trabalho induz acréscimos nos salários reais, que se transmitem aos preços internos, influenciando a taxa de câmbio real. Apesar do resultado negativo do teste de causalidade em bloco, os multiplicadores de impacto

e a decomposição da variância do erro de previsão sugerem a não exogeneidade da taxa de câmbio real. O impacto inicial de choques no capital público é negativo (apreciação real) mas temporário, regressando a taxa de câmbio real ao seu nível inicial ao fim de cerca de 6 períodos. Esses choques explicam cerca de 7% da variância do erro de previsão da taxa de câmbio real, enquanto choques no capital privado explicam cerca de 21%, choques no emprego cerca de 16% e choques no produto cerca de 13%.

- 3) *O impacto de acréscimos na taxa de crescimento do capital público sobre a taxa de crescimento do produto é marginalmente positivo no momento inicial e ligeiramente negativo no longo prazo.*

O multiplicador de longo prazo do capital público é somente de 0.65, e a proporção da variância do erro de previsão do produto explicada por choques no capital público é muito reduzida (cerca de 2%). Esta conclusão, que contraria a corrente principal dos estudos sobre este assunto, poderá ser explicada, numa economia relativamente débil e fortemente aberta ao exterior, por um efeito competitividade, resultante da apreciação real induzida pelo capital público que, por um fenómeno de histerese, se mantém depois do regresso da taxa de câmbio real ao nível inicial.

- 4) *Existe um efeito de substituição do capital público em relação ao emprego. Acréscimos na taxa de crescimento do capital público, induzem um decréscimo da taxa de crescimento do emprego.*

O efeito acumulado de aumentos da taxa de crescimento do capital público sobre a taxa de crescimento do emprego é crescentemente negativo, sendo o multiplicador

de longo prazo igual a -1.93. Os impactos negativos, mais acentuados nos períodos iniciais, mantêm-se até cerca do sexto ano. A natureza destes impactos poderá ser explicada, pelo melhoria da eficiência marginal do capital privado, induzida por externalidades positivas associadas ao capital público, bem como pelos reflexos ampliados sobre o emprego do efeito competitividade assinalado em relação ao produto. Razões de natureza tecnológica e institucional poderão estar na origem da incapacidade de recuperação da taxa de crescimento do emprego.

Tendo em conta os resultados obtidos quanto ao produto e ao emprego, a utilização do investimento público como instrumento de política macroeconómica anti-cíclica parece desaconselhável.

ANEXO 1

Estimativa do Stock de Capital Líquido na Economia Portuguesa

São conhecidas as dificuldades na obtenção de informação estatística pertinente e fiável com que se deparam todos os que pretendem realizar estudos empíricos sobre a economia portuguesa. No que se refere ao stock de capital, não está publicada qualquer estimativa oficial e as estimativas realizadas e publicadas por investigadores nacionais não correspondem às necessidades do estudo que se pretende realizar neste trabalho, nomeadamente quanto ao seu âmbito e horizonte temporal.

Oliveira e Santos [1977] debruçam-se exclusivamente sobre o stock de capital na indústria transformadora no período de 1947 a 1974. Santos [1984] disponibiliza estimativas do stock de capital bruto e do stock de capital líquido total, público e privado, para o período de 1953 a 1976, discriminados por ramos de actividade e por tipos de bens. Apresenta ainda estimativas dos stocks de capital bruto e líquido total, discriminados por tipos de bens, para o período de 1958 a 1981. Por seu lado, Freitas e Amaral [1994] estimaram o stock de capital líquido e bruto, por tipos de bens, nos sectores público (S60) e privado (restantes sectores institucionais) para os anos de 1976 a 1992. Estes dois estudos, embora utilizando a mesma metodologia,

apresentam, como veremos, conceitos diferenciados de sector público e valores bastantes diferentes para o stock de capital total no ano de sobreposição. Finalmente, Neves [1994] publicou uma estimativa do stock de capital total para o período de 1951 a 1991 e do stock de capital em 5 ramos de actividade para o período de 1953 a 1987. Além de não disponibilizar qualquer estimativa para os sectores público e privado, este autor limita-se a, com base na estimativa de Santos [1984] e dos dados sobre o investimento, extrapolar para os anos anteriores e subsequentes¹, por aplicação do método “Carré”, que se descreve no ponto seguinte.

Neste contexto, e de forma a obter séries consistentes, suficientemente longas para permitirem o trabalho econométrico, decidiu-se realizar uma estimativa própria para o valor do stock de capital. Nessa estimativa, e a exemplo do que sucede com o estudo de Freitas e Amaral [1994], seguiu-se de perto a metodologia e os pressupostos de Santos [1984], embora recorrendo a informação estatística mais actualizada e correspondente a um período mais longo.

I - Definições e Métodos de Estimação

Como seria inevitável, o conceito de capital utilizado neste trabalho corresponde ao adoptado pelo INE² para o cálculo da formação bruta de capital fixo, e que Santos [1984] caracteriza como correspondendo ao “...conjunto de bens tangíveis, duráveis e reprodutíveis, afectos ao processo técnico de produção. À partida, excluem-se deste conceito os terrenos, minas e outros activos corpóreos não reprodutíveis, bem como as existências de produtos acabados ou semi-acabados...”³.

¹ Neves [1994], pp 232

² Para uma descrição pormenorizada ver Estudos nº 34 [1960] e nº 46 [1972].

³ Santos [1984] pp. 7.



É habitual a apresentação das estimativas do stock de capital com base em dois conceitos diferenciados: o de capital bruto e o de capital líquido. A distinção entre os dois assenta na consideração, ou não, da existência de depreciação dos bens de capital.

No conceito de capital bruto, admite-se que não existe depreciação dos bens que o integram, pelo que estes mantêm a mesma capacidade produtiva, e o mesmo valor, enquanto durar a sua participação no processo técnico de produção.

Pelo contrário, no conceito de capital líquido, considera-se que existe uma depreciação do valor dos bens de capital em consequência do desgaste físico provocado pelo seu uso normal, correspondendo o seu valor actual ao que se obteria com a sua venda no estado em que se encontram. Dadas as dificuldades em estabelecer esse valor de venda, na prática estabelecem-se taxas de depreciação, constantes ou não, que se denominam por taxas de amortização.

A valorização do stock de capital pode ser feita ao custo de substituição (a preços constantes ou a preços correntes) ou ao custo de aquisição (também conhecido como custo histórico). Em trabalhos deste tipo, utiliza-se a valorização ao custo de substituição, dado que a valorização ao custo de aquisição (frequentemente utilizada nos balanços das empresas) introduz distorções, ao atribuir a bens iguais (ou idênticos) valores diferenciados.

Existem diversos métodos possíveis de avaliação do stock de capital, de que se destacam:

- os métodos directos, que recorrem à realização de inquéritos ou de recenseamentos, para obter inventários das existências físicas de bens de capital, proporcionando um grau de fiabilidade relativamente elevado. No entanto, estes

métodos raramente são utilizados, por serem de difícil concretização e envolverem custos elevados.

- a compilação a partir dos balanços das empresas ou a partir dos registos das companhias de seguros, ambos com limitações. O primeiro porque, muitas vezes, se agregam bens de capital adquiridos a preços de diferentes anos. O segundo porque é incompleto, pois só cobre os bens de capital objecto de seguro, além de o seu valor nem sempre ser actualizado.

- a avaliação a partir do somatório dos investimentos líquidos, considerando uma taxa de depreciação constante. No caso do método “Japonês”, admite-se uma relação constante entre as amortizações de um dado ano e o stock de capital desse mesmo ano. No caso do método dito “Carré”, supõe-se uma relação constante entre as amortizações de um dado ano e o stock de capital do ano anterior, aplicando-se as fórmulas $K(t+1) = K(t) \cdot (1-d) + I(t+1)$, para obter o valor do stock de capital do ano seguinte, ou $K(t-1) = [K(t) - I(t)] / (1-d)$ para obter o valor do stock de capital no ano anterior, em que d é a taxa de depreciação considerada.

- o método do inventário permanente, avalia o stock de capital a partir do somatório ponderado dos investimentos, admitindo abates e amortizações estabelecidos em função da duração da vida útil dos bens e de leis estatísticas que se admite representarem o seu ciclo de vida.

No presente trabalho irá apresentar-se a estimativa do stock de capital líquido, avaliado ao custo de substituição, a preços constantes de 1990, pelo método do inventário permanente.

II - Descrição do Método do Inventário Permanente

A estimativa do valor do stock de capital bruto de um certo tipo de bens de capital, num dado momento, pelo método do inventário permanente, é feita através da fórmula:

$$(1) \quad K_t^B = \sum_{j=t-d}^t (I_j \cdot G_{t,j})$$

em que:

- I_j corresponde ao investimento realizado no ano j ;
- $G_{t,j}$ é uma função de sobrevivência que dá a probabilidade de o investimento realizado no ano j ainda não ter sido abatido no ano t ;
- d é o limite máximo de duração do bem de capital considerado.

Quanto ao valor do stock de capital líquido, onde se admite a depreciação do valor dos bens de capital ao longo da sua vida útil, obtém-se pela aplicação da fórmula:

$$(2) \quad K_t^L = \sum_{j=t-d}^t [I_j \cdot (1 - \sum_{i=0}^{t-j} \frac{G_i}{\bar{x}})]$$

em que \bar{x} corresponde à duração média de vida do bem de capital.

O valor dos abates e das amortizações a realizar em cada ano pode obter-se através das expressões:

$$(3) \quad A_t = \sum_{j=t-d}^t I_j \cdot f_{t,j}$$

$$(4) \quad D_t = \sum_{j=t-d}^t I_j \cdot \frac{G_{t-j}}{\bar{x}}$$

onde:

- A_t representa os abates no ano t ;
- D_t representa as amortizações no ano t ;
- f_j é uma função densidade de probabilidade (função de mortalidade).

Admitindo que F_j é a função de distribuição correspondente à função densidade de probabilidade f_j , existe uma relação entre a função de mortalidade f_j e a função de sobrevivência G_j dada pela expressão:

$$(5) \quad G_j = 1 - F_j.$$

Então, para o cálculo do valor do stock de capital bruto e do stock de capital líquido, podem usar-se, em alternativa a (1) e (2) as seguintes fórmulas equivalentes⁴:

$$(5) \quad K_t^B = K_{t-1}^B + I_t - A_t$$

$$(6) \quad K_t^L = K_{t-1}^L + I_t - D_t$$

Tendo em conta as expressões anteriores, o maior ou menor rigor dos resultados obtidos pelo método do inventário permanente, depende não só da qualidade das séries do Investimento (I_t), como do seu grau de desagregação, da validade das hipóteses sobre a duração média de vida (\bar{x}) de cada tipo de bem e da adequação da função de mortalidade (f_j) escolhida ao seu ciclo de vida.

⁴ Ver demonstração em Santos [1984], Apêndice.

A determinação do tempo médio de vida útil de cada tipo de bem, e da função de mortalidade a ele adequada, é um problema complexo, dado não existir, em geral, informação fiável sobre o padrão de comportamento de cada tipo de bem de capital no processo produtivo. A forma mais segura de a obter seria através de inquéritos em larga escala. Na ausência generalizada destes inquéritos, é habitual o recurso a métodos indirectos, como as opiniões de peritos, as contas das sociedades ou a duração de vida aceite para efeitos fiscais.

Santos [1984], estabeleceu como duração média da vida útil de cada bem, em cada ramo de actividade, a média dos períodos máximos e mínimos de vida útil fixados para o cálculo das taxas de amortização admitidas para efeitos fiscais. Dado o baixo nível de desagregação das séries do investimento por tipos de bens, considerou como duração média de vida útil de cada conjunto de bens, a média harmónica dos tempos médios de vida útil dos bens que o compõem. Considerou igualmente durações médias diferenciadas para três períodos temporais: até 1946, de 1946 a 1960 e de 1960 a 1976.

Quadro A.1 - Duração média da vida útil dos bens de capital

Períodos	Un.: Anos		
	Bens de Equip. e Material Transp.	Habitação e Outros Edifícios	Construções Diversas
até 1946	29	58	90
1946 - 1960	21	44	80
1960 - 1976	16	35	70

Neste trabalho, embora se tenham adoptado as durações médias propostas por Santos [1984], houve necessidade de estabelecer hipóteses para o período de 1976 a 1994 (quadro A.1). Tendo em conta as significativas alterações sofridas pelo aparelho produtivo nacional ao longo deste período, nomeadamente com a adesão

ao mercado único europeu, pareceu aceitável admitir-se uma aceleração do processo de obsolescência dos bens de capital no período posterior a 1976.

Quanto às funções de mortalidade, a sua escolha é ainda mais problemática, sendo frequente o recurso às seguintes:

- funções lineares, onde o valor dos activos é abatido a uma taxa anual constante correspondente ao inverso do seu tempo máximo de vida útil;
- funções lineares retardadas, onde esse valor é abatido a uma taxa anual constante no período compreendido entre a duração mínima e máxima da sua vida útil;
- funções de saídas simultâneas, onde o abate é feito de uma só vez, no momento em que os activos atingem o tempo médio de vida útil.
- funções de distribuição teóricas do tipo “bell-shaped”, como, entre outras, a Lognormal⁵, a Logística ou a Gama, que se admite apresentarem características próximas do padrão de comportamento dos bens de capital ao longo do seu ciclo de vida.

O uso deste último tipo de funções de mortalidade é o mais frequente na actualidade, sendo recomendado pela OCDE. No entanto, estudos de sensibilidade já realizados (nomeadamente por Oliveira e Santos [1977]) mostram que as estimativas do stock de capital são mais afectadas por erros na determinação da duração média de vida dos bens do que por erros na escolha da função de mortalidade.

⁵ Usada no estudo de Oliveira e Santos [1977].

No presente trabalho, tal com nos de Santos [1984] e de Freitas e Amaral [1994] recorrer-se-á à função de distribuição Gama, cuja função densidade de probabilidade tem a forma:

$$(7) \quad f(x) = \frac{\alpha^n}{\Gamma(n)} \cdot e^{-\alpha x} \cdot x^{n-1}, \quad x, \alpha, n > 0$$

onde:

$$\Gamma(n) = \alpha^n \cdot \int_0^{\infty} e^{-\alpha x} \cdot x^{n-1} dx$$

sendo x a variável aleatória que representa a duração da vida útil do bem, α e n dois parâmetros desconhecidos, com os estimadores da máxima verosimilhança seguintes:

$$\hat{\alpha} = \frac{n}{\bar{x}} \quad e \quad \hat{n} = \frac{\bar{x}^2}{s^2}$$

em que \bar{x} representa a duração média de vida do bem e s o desvio padrão.

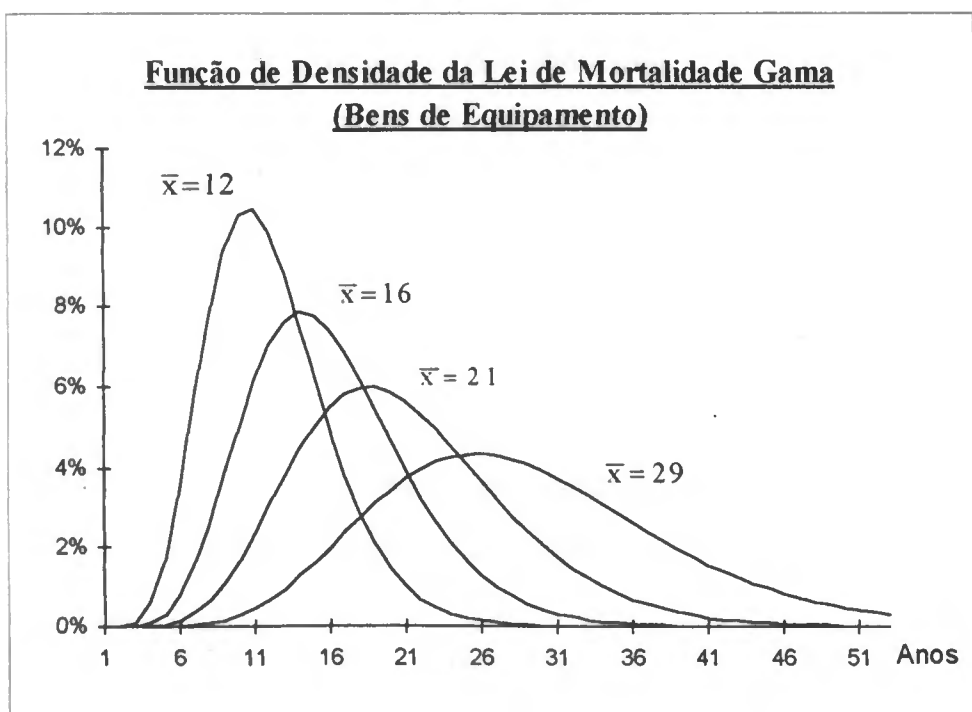
Com base em estudos empíricos efectuados na Alemanha, e seguindo Santos [1984], irá admitir-se que existe uma relação de proporcionalidade constante, igual a 3, entre o desvio padrão e a média da amostra, pelo que se terá: $\hat{n} = 9$ e $\hat{\alpha} = \frac{9}{\bar{x}}$.

Utilizando estes resultados e fazendo, para efeitos de cálculo, uma aproximação discreta à função densidade de probabilidade Gama dada em (7), obtém-se:

$$(8) \quad f(x) = \left(\frac{9}{\bar{x}}\right)^9 \cdot \frac{x^8 \cdot e^{-\frac{9x}{\bar{x}}}}{8!}, \quad x = 1, 2, 3, \dots$$

Como se pode constatar na figura A.1, que mostra as funções de mortalidade Gama estimadas para os quatro períodos médios de vida admitidos para o conjunto dos bens de equipamento e material de transporte, esta função de mortalidade apresenta características importantes, que parecem adequar-se à observação empírica..

Figura A.1



Com efeito, dado que a distribuição dos abates depende da duração média de vida útil, é possível utilizar taxas de substituição diferenciadas para as diversas gerações de capital, o que permite ter em conta a sua obsolescência cada vez mais rápida.

III - Estimativa do Stock de Capital Líquido

Dado considerar-se como mais adequado o conceito de capital líquido, e tendo em conta os objectivos deste trabalho, não se estimou o stock de capital bruto. Assim, os resultados que se irão apresentar, referem-se ao stock de capital líquido total, das administrações públicas (S60) e do sector privado, por tipos de bens, para o período de 1958 a 1994. Apresenta-se ainda uma série do stock de capital líquido das empresas públicas, por tipos de bens, para o período de 1958 a 1976. Não se efectuou o seu prolongamento até 1986, ano em que cessa a informação imediatamente disponível sobre a FBCF das empresas públicas por tipos de bens, por dificuldades de construção serão abordadas no ponto seguinte. Em consequência, a estimativa do stock de capital líquido do sector privado inclui as empresas públicas.

As fontes de informação de base sobre a FBCF, por sectores institucionais e por tipos de bens, foram:

- 1947 a 1988 - INE (1993): “Estimativa do consumo de capital fixo dos ramos não mercantis das administrações públicas e privadas - Relatório Final”;
- 1947 a 1958 - INE (1960): “O Rendimento Nacional Português”, Estudos nº 34;
- 1867 a 1946 - Robalo e Soares (1994): “Portuguese GDP and its deflator before 1947: a revision of the data produced by Nunes, Mata e Valério”, Estudos e Documentos de Trabalho, WP 4-94, BP;
- 1953 a 1981 - Santos (1984): “O Stock de Capital na Economia Portuguesa (1953-1981)”, Estudos e Documentos de Trabalho, WP 4-94 (Maio) BP;

- 1977 a 1986 - Freitas (1991): “Séries de FBFC a Preços Constantes”, Documento de Trabalho nº 6/91, DCP;
- 1977 a 1991 - DCP (1995): “Séries Longas da Economia Portuguesa. 1977/91”;
- 1833 a 1992 - Neves (1994): “The Portuguese Economy: A Picture in Figures”, UC;
- 1986 a 1989 - INE: “Contas Nacionais”;
- 1990 a 1994 - Relatórios do BP;
- 1990 a 1994 - “Informação Económica”, DCP.

Apesar da aparente abundância de fontes de informação, os dados estatísticos disponíveis revelam-se escassos, insuficientemente desenvolvidos e, por vezes, incoerentes entre si. O grau de desagregação das séries oficiais de FBCF por sectores institucionais e por tipos de bens, sofreu alterações significativas ao longo do período em análise, curiosamente no sentido da redução da informação disponibilizada. Essa constatação obrigou a que se considerassem só três grupos de bens: Bens de Equipamento e Material de Transporte, Habitação e Outros Edifícios, Construções Diversas.

Dado que as séries para a FBCF, por sectores e institucionais e por tipos de bens, não são suficientemente longas para servirem de base à estimativa do stock de capital pelo método do inventário permanente, foi necessário proceder à construção de séries mais longas a partir dos elementos disponíveis.

Começou-se por construir uma série para o período de 1833 a 1946. Para o efeito, admitiu-se uma relação constante entre o PIB e a FBCF, idêntica à registada nos últimos anos da década de quarenta, extrapolando-se para o período de 1867 a 1946

a partir dos dados de Robalo e Soares [1994], e para o período de 1833 a 1866 a partir dos dados obtidos em Neves [1994].

Trata-se de uma extrapolação bastante grosseira, mas que serve os objectivos em vista, sem afectar significativamente o resultado final, dado o peso reduzido das gerações de capital mais antigas na composição do stock de capital do período que se pretende estimar. A comparação entre as estimativas que se apresentarão e as obtidas por Santos [1984] - que utilizou uma metodologia de extrapolação bastante diferente e mesmo dados de base diferentes - parece confirmar o peso diminuto dos dados mais antigos e, por isso, do método de extrapolação.

Para o período de 1992 a 1994, prolongaram-se as séries existentes a partir das estimativas do Banco de Portugal para o crescimento da FBCF, admitindo-se que se mantinha a mesma estrutura por tipo de bens. Trata-se de uma hipótese susceptível de introduzir alguma distorção, em particular na estrutura do stock de capital por tipo de bens, mas que se entendeu útil face à escassez de observações para o estudo econométrico.

A partir das séries longas assim obtidas, procedeu-se à estimação, pelo método do inventário permanente, das séries do stock de capital líquido total, do sector público administrativo (S60) e do sector privado (incluindo as empresas públicas), para o período de 1958 a 1994 (quadros A.5 a A.7).

A série do stock de capital líquido das empresas públicas foi estimada somente para o período de 1958 a 1976, apesar de se dispôr de dados sobre o investimento deste tipo de empresas até 1986 e de se julgar possível o seu prolongamento até 1994 (quadro A.8).

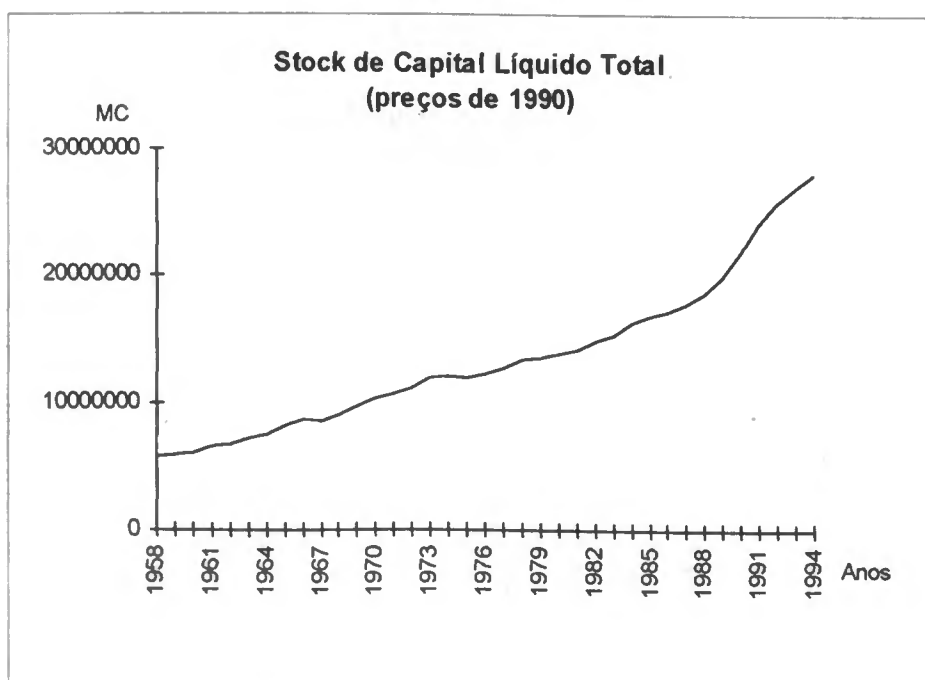
Como é conhecido, concretizou-se em 1975 um vasto programa de nacionalizações, ou seja, de integração no sector público de uma fatia significativa do stock de

capital até aí privado. Como não se dispõe de qualquer avaliação do valor do stock em causa, bem como da sua composição por tipos de bens e por gerações de capital, torna-se impossível reflectir nas séries o “salto” que deveriam apresentar nesse ano e continuar a aplicar o método do inventário permanente. Por outro lado, o início do processo de privatizações introduz o mesmo tipo de dificuldades, embora se admita que seria de mais fácil resolução.

IV - Análise dos Resultados

Como se afirmou anteriormente, não existem dados sobre o stock de capital na economia portuguesa, obtidos por recenseamento ou inquérito exaustivo, que permitam avaliar com algum rigor a consistência das séries estimadas

Figura A.2



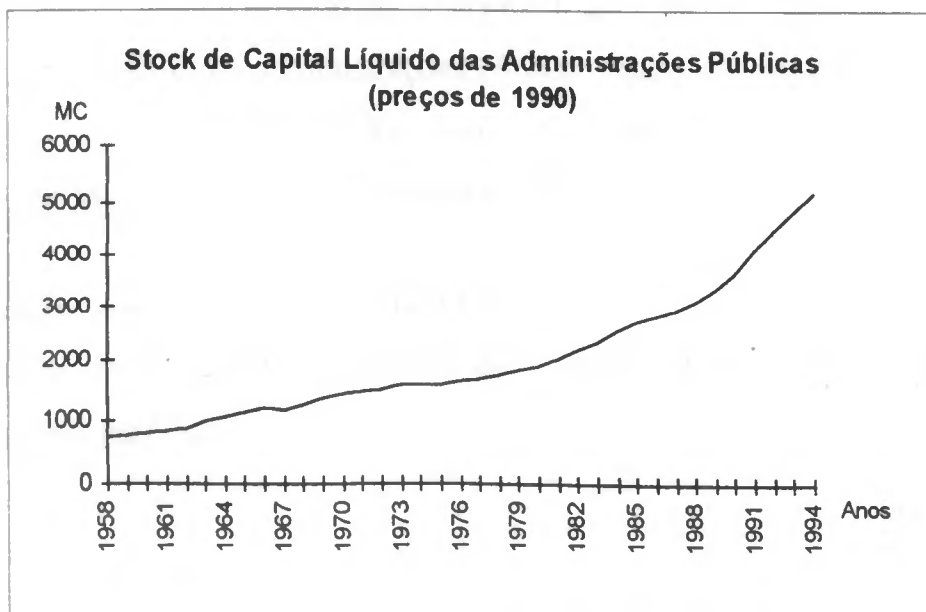
Para colmatar essa dificuldade, parece aceitável procurar uma validação indirecta, através do confronto com o andamento da economia portuguesa, com as outras

estimativas conhecidas e com resultados obtidos para outros países. Dada a sua limitação temporal e a inexistência de termos de comparação, não se abordará a série relativa às empresas públicas.

A análise das séries do stock de capital líquido, e da sua representação gráfica (figuras A.2 a A.4, onde MC indica milhões de contos), no período posterior a 1974 evidencia a existência de uma relação clara entre as diferentes fases da economia portuguesa e a evolução do stock de capital.

Nos anos de 1974/1975, constata-se uma redução do stock de capital no sector privado e nas administrações públicas, particularmente acentuada no sector privado da economia. Em consequência, e dado que o stock de capital das EP também registou um abrandamento significativo do ritmo de crescimento, verificou-se uma descida do stock de capital líquido total. Após esse período, retoma-se o processo de crescimento anterior.

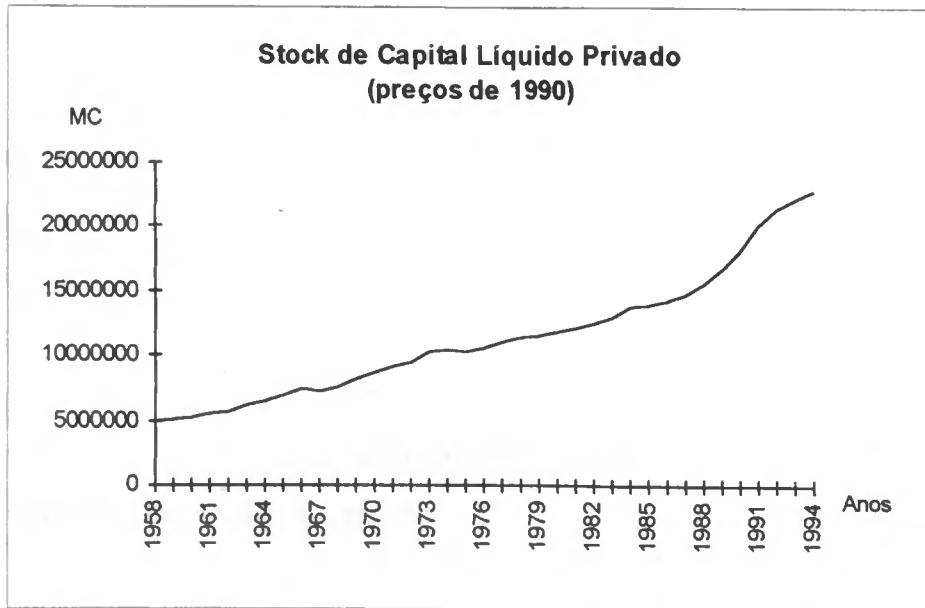
Figura A.3



O stock de capital líquido do sector das administrações públicas registou um aumento regular das suas taxas de crescimento entre 1976 e 1984, com excepção

dos anos de 1979 e 1983. Após um abrandamento em 1985-1987, o ritmo de crescimento do stock de capital público acelera de novo, atingindo a taxa máxima em 1991, ano a partir do qual se regista nova redução das suas taxas de crescimento.

Figura A.4



Nota: inclui as empresas públicas

O stock de capital líquido privado apresenta em todo o período taxas de crescimento inferiores às do sector das administrações públicas, mas com um perfil de evolução similar após 1981. Entre 1976 e 1981 o seu crescimento é muito lento e irregular, só apresentando taxas relativamente elevadas nos anos de 1977 e 1978

Esta evolução conduziu a um declínio do peso do stock de capital privado no stock total, com o correspondente acréscimo da importância do stock de capital das administrações públicas.

Quadro A.2

	1974	1984	1994
Sector Privado (Incl. EPs)	87,1%	84,4%	81,5%
Administrações Públicas	12,9%	15,6%	18,5%
Empresas Públicas	5,3%	-	-

Esse declínio, evidenciado no quadro A.2, é ainda mais significativo quando se sabe que a taxa de crescimento do investimento das empresas públicas, incluídas neste sector, tem sido superior à verificada nas empresas privadas.

A estrutura média do stock de capital líquido, por sectores institucionais e por tipos de bens, evidencia igualmente, algumas disparidades significativas na composição do capital público e do capital privado.

Quadro A.3

Estrutura Média do Stock de Capital Líquido por Tipos de Bens

	Período	Bens Equip. Mat. Transp.	Habitação e Out. Edifícios	Construções Diversas
Administrações Públicas	1958-1994	12.2%	47.2%	40.6%
Sector Privado (1)	1958-1994	34.6%	30.2%	35.2%
Empresas Públicas	1958-1976	9.4%	21.6%	69.0%
Total	1958-1994	31.4%	32.6%	36.0%

(1) inclui as empresas públicas

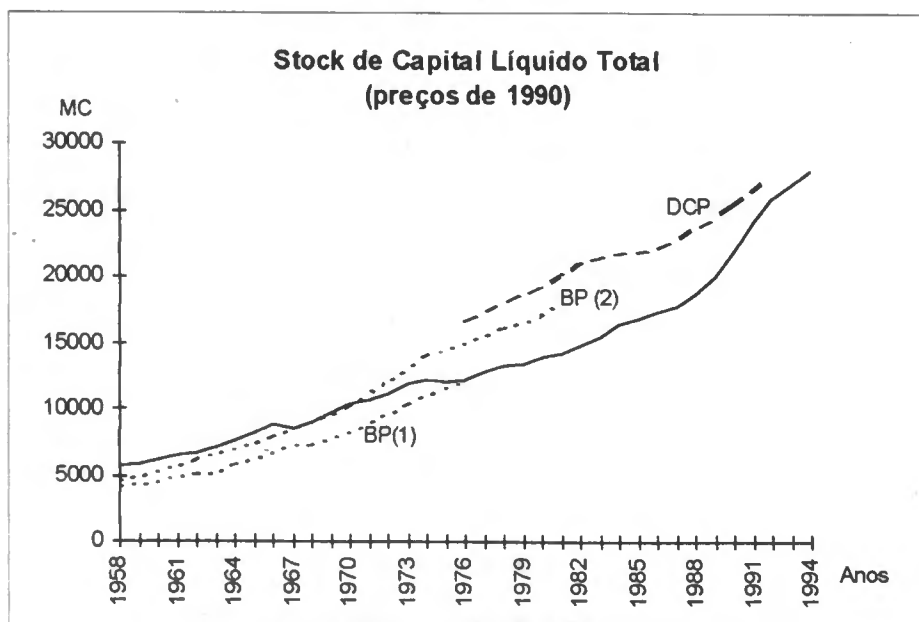
No sector das administrações públicas é reduzido o peso médio dos bens de equipamento e material de transporte, sendo preponderante o da Habitação e Outros Edifícios. Entretanto, estes dois tipos de bens têm vindo a perder importância em favor das construções diversas, em resultado do acréscimo dos investimentos das administrações públicas em infraestruturas de base. No caso das empresas públicas, verifica-se o mesmo padrão quanto aos bens de equipamento, mas agora com

preponderância absoluta das Construções Diversas, reflectindo a existência de empresas públicas detentoras de elevados investimentos em infraestruturas básicas.

Quando se considera o sector privado, pelo contrário, o peso médio dos bens de equipamento assume uma maior importância, só não sendo preponderante pela inclusão das empresas públicas neste sector. Contudo, verifica-se uma descida regular e acentuada do seu peso partir de 1974 (41,7% do total em 1974 e 27,2% em 1994), a par de um acréscimo da importância dos outros tipos de bens.

Na figura A.5 mostra-se a evolução temporal das séries de stock de capital líquido total estimadas neste trabalho, a par das construídas por Santos [1984] e por Freitas e Amaral [1994]. A série BP(1) corresponde à estimada por Santos [1984], para o período de 1953 a 1976, com base nos dados do sistema de contas nacionais utilizado pelo INE até 1976. A série BP(2) corresponde à estimada pelo mesmo autor, para o período de 1958 a 1981, a partir dos dados do sistema de contas nacionais introduzido em 1977. A série DCP corresponde à estimada por Freitas e Amaral [1994]. A série a cheio representa a que aqui se apresenta.

Figura A.5



As notações referem-se às seguintes séries:

BP(1) - Santos [1984] série de 1958 a 1981

BP(2) - Santos [1984] série de 1953 a 1976

DCP - Freitas e Amaral [1994] série de 1976 a 1991

A série BP(1) situa-se sistematicamente abaixo dos valores da série agora estimada, embora aparente uma dinâmica similar e convergente para o valor de 1976. A série BP(2), apresenta diferenças bastante inferiores, ou mesmo nulas, até ao início dos anos 70, passando depois a valores significativamente mais elevados. Quanto à série DCP, constata-se não só uma importante diferença de nível, como uma dinâmica bastante diferente no período posterior a 1988.

As diferenças verificadas deverão resultar quer de divergências na informação de base sobre a FBCF, quer de hipóteses não coincidentes para a duração média da vida útil dos bens de capital no período posterior a 1976.

Em todo o caso, a série estimada neste trabalho parece consistente com o comportamento conhecido da economia portuguesa, susceptível de influenciar o stock de capital líquido. Nela se encontram reflectidos, nomeadamente, o período revolucionário de 1974-1975, a crise do final dos anos 70 e início dos anos 80, bem

como a aceleração significativa no final dos anos 80, com os investimentos resultantes do processo de integração europeia.

São conhecidas as dificuldades que a disparidade de conceitos, âmbitos, critérios e métodos de avaliação, levantam às comparações entre séries de natureza económica relativas a diferentes países. No que respeita ao stock de capital essa disparidade é, porventura, ainda maior, dado que, ao contrário do que sucede com outras variáveis da contabilidade nacional, ainda não existem metodologias e regras de aceitação mais ou menos generalizada.

Quadro A.4

Stock de Capital Público / Stock de Capital Total

	Portugal	França (1)	Alemanha (1)	Bélgica (1)
1974	12.9%	21.8%	12.0%	25.3%
1979	13.5%	22.7%	12.2%	25.0%
1984	15.6%	23.7%	12.2%	24.5%
1989	16.5%	24.6%	11.9%	23.5%

(1) Valores calculados a partir dos dados de Ford e Poret [1991]

Apesar disso, e a título meramente indicativo, recolheu-se informação sobre o peso do stock de capital público no stock de capital privado nos EUA e em três países europeus, que se apresentam no quadro A.4.

Como se pode verificar, em Portugal esse peso situa-se num nível intermédio em relação aos restantes três países, registando um crescimento acentuado no período em causa. Partindo de um nível já relativamente elevado em 1974, também em França se verificou um aumento do peso do capital público. Pelo contrário, nos EUA o peso do capital público no capital total apresenta uma trajectória descendente, mantendo-se estável na Alemanha.

Em conclusão, e tendo em conta a análise efectuada, pode afirmar-se que as estimativas apresentadas se afiguram razoáveis quando confrontadas com as de outros países, não apresentam conflitualidade decisiva com outras estimativas conhecidas e são consistentes com o andamento da economia portuguesa. Considerando essas características e o facto de serem significativamente mais longas do que as séries anteriormente divulgadas, julga-se que poderão proporcionar uma boa base de trabalho.

Quadro A.5

**Estimativa do Stock de Capital Total
(1958-1994) - preços de 1990**

un.: milhões de contos

	Bens de Equip. e Material de Transporte	Habitação e Outros Edifícios	Construções Diversas	TOTAL
1958	1663.9	1676.6	2302.4	5642.9
1959	1758.6	1735.7	2389.6	5883.9
1960	1895.8	1766.6	2443.1	6105.5
1961	2055.7	1840.1	2553.0	6448.7
1962	2144.0	1880.4	2626.2	6650.6
1963	2297.5	2000.5	2820.5	7118.6
1964	2454.4	2132.3	2985.8	7572.6
1965	2619.7	2275.3	3184.0	8079.0
1966	2801.4	2472.2	3447.9	8721.5
1967	2813.7	2423.0	3250.6	8487.3
1968	2989.3	2568.4	3329.6	8887.2
1969	3326.6	2829.6	3483.1	9639.2
1970	3626.4	3028.1	3603.2	10257.7
1971	3852.0	3126.8	3644.5	10623.3
1972	4121.3	3246.7	3657.7	11025.7
1973	4509.3	3562.5	3838.1	11909.9
1974	4567.9	3783.7	3778.9	12130.4
1975	4404.5	3862.8	3688.4	11955.7
1976	4366.7	4066.7	3788.7	12222.1
1977	4495.0	4327.2	3944.1	12766.4
1978	4564.8	4583.6	4144.3	13292.7
1979	4513.5	4677.4	4266.4	13457.3
1980	4571.0	4822.8	4479.2	13873.0
1981	4622.3	4928.1	4664.2	14214.5
1982	4749.7	5129.0	4953.6	14832.3
1983	4781.6	5326.3	5240.3	15348.3
1984	4832.4	5773.6	5718.9	16324.9
1985	4714.4	6035.1	5979.5	16729.1
1986	4635.2	6292.6	6237.8	17165.7
1987	4660.7	6546.6	6506.4	17713.8
1988	4878.0	6878.7	6909.6	18666.3
1989	5179.2	7338.9	7434.6	19952.8
1990	5630.2	8012.9	8173.3	21816.4
1991	6173.6	8889.6	9096.7	24159.9
1992	6507.1	9532.0	9756.8	25795.9
1993	6643.5	10015.4	10210.0	26869.0
1994	6789.9	10511.4	10666.1	27967.4

Quadro A.6

Estimativa do Stock de Capital Privado

(incluindo EPs)

(1958-1994) - preços de 1990

un.: milhões de contos

	Bens Equipam. e Material de Transporte	Habitação e Outros Edifícios	Construções Diversas	TOTAL
1958	1513.5	1325.1	2074.5	4913.1
1959	1615.8	1360.3	2142.9	5119.0
1960	1762.4	1370.0	2179.1	5311.5
1961	1924.5	1417.4	2269.3	5611.1
1962	2015.4	1434.2	2323.6	5773.2
1963	2164.3	1503.8	2479.0	6147.1
1964	2315.5	1588.2	2608.7	6512.4
1965	2477.1	1684.8	2772.8	6934.7
1966	2651.7	1842.9	3011.0	7505.6
1967	2670.8	1813.1	2826.4	7310.3
1968	2842.1	1927.4	2883.0	7652.4
1969	3168.7	2128.2	2993.1	8290.1
1970	3470.8	2280.6	3080.3	8831.7
1971	3696.2	2372.0	3091.9	9160.1
1972	3961.3	2486.1	3091.6	9539.0
1973	4340.7	2787.8	3217.8	10346.2
1974	4407.5	3037.5	3117.7	10562.7
1975	4256.5	3118.2	3029.0	10403.6
1976	4221.1	3282.0	3098.6	10601.7
1977	4329.8	3520.6	3225.4	11075.8
1978	4377.3	3757.5	3394.4	11529.2
1979	4302.2	3860.1	3483.7	11646.0
1980	4336.8	3989.3	3657.9	11984.0
1981	4365.2	4059.3	3758.1	12182.6
1982	4475.3	4206.6	3960.5	12642.4
1983	4495.3	4347.1	4177.7	13020.1
1984	4528.6	4699.3	4553.8	13781.6
1985	4401.1	4902.1	4747.9	14051.1
1986	4315.4	5101.1	4957.4	14373.9
1987	4334.1	5296.4	5178.3	14808.8
1988	4534.3	5549.3	5510.3	15594.0
1989	4813.5	5905.4	5940.6	16659.4
1990	5231.1	6430.1	6539.8	18200.9
1991	5724.1	7101.0	7266.7	20091.8
1992	6011.1	7566.4	7760.4	21337.9
1993	6108.2	7892.6	8071.4	22072.2
1994	6209.8	8217.7	8372.2	22799.7

Quadro A.7

**Estimativa do Stock de Capital das Administrações Públicas
(1958-1994) - preços de 1990**

un.: milhões de contos

	Bens Equipam. e Material de Transporte	Habitação e Outros Edifícios	Construções Diversas	TOTAL
1958	150.5	351.5	227.9	729.8
1959	142.8	375.4	246.7	764.9
1960	133.4	396.6	264.0	794.0
1961	131.3	422.6	283.7	837.6
1962	128.6	446.2	302.6	877.4
1963	133.3	496.7	341.5	971.5
1964	138.9	544.0	377.2	1060.2
1965	142.6	590.6	411.2	1144.3
1966	149.7	629.3	436.9	1215.9
1967	142.9	609.9	424.2	1177.0
1968	147.2	641.0	446.6	1234.8
1969	157.9	701.3	489.9	1349.1
1970	155.6	747.5	522.8	1426.0
1971	155.8	754.7	552.6	1463.1
1972	160.0	760.6	566.1	1486.7
1973	168.6	774.7	620.3	1563.7
1974	160.4	746.2	661.1	1567.7
1975	148.0	744.6	659.4	1552.0
1976	145.5	784.7	690.1	1620.4
1977	165.2	806.7	718.7	1690.6
1978	187.5	826.1	749.8	1763.4
1979	211.3	817.3	782.7	1811.3
1980	234.2	833.5	821.3	1889.0
1981	257.1	868.8	906.1	2031.9
1982	274.4	922.5	993.1	2189.9
1983	286.3	979.3	1062.6	2328.2
1984	303.8	1074.4	1165.2	2543.3
1985	313.3	1133.1	1231.5	2677.9
1986	319.9	1191.5	1280.4	2791.8
1987	326.6	1250.2	1328.2	2905.0
1988	343.7	1329.3	1399.2	3072.3
1989	365.8	1433.5	1494.1	3293.4
1990	399.2	1582.8	1633.5	3615.5
1991	449.5	1788.5	1830.0	4068.1
1992	495.9	1965.6	1996.4	4458.0
1993	535.3	2122.8	2138.7	4796.8
1994	580.0	2293.7	2293.9	5167.7

Quadro A.8

Estimativa do Stock de Capital das Empresas Públicas (1958-1994) - preços de 1990

un.: milhões de contos

	Bens Equipam. e Material de Transporte	Habitação e Outros Edifícios	Construções Diversas	TOTAL
1958	21.6	60.7	217.1	299.3
1959	23.7	62.4	227.3	313.4
1960	25.1	65.1	233.1	323.3
1961	27.5	69.0	245.6	342.1
1962	30.9	72.8	255.1	358.8
1963	36.7	83.5	270.5	390.6
1964	42.7	96.1	282.8	421.7
1965	46.1	106.0	305.9	458.1
1966	50.3	127.2	334.0	511.5
1967	50.0	120.8	323.8	494.6
1968	53.2	123.0	344.3	520.5
1969	59.2	131.1	379.3	569.6
1970	63.3	136.0	414.6	614.0
1971	67.3	136.7	438.2	642.3
1972	68.8	140.8	474.4	684.0
1973	73.0	153.3	521.4	747.6
1974	73.9	155.9	540.1	770.0
1975	73.3	160.2	546.9	780.4
1976	79.0	173.8	599.8	852.7

BIBLIOGRAFIA

- Aschauer, David Alan** (1989): "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, n° 23, pp. 177-200, North Holland.
- Aschauer, David Alan** (1994): "Infrastructure and Macroeconomic Performance: direct and indirect effects", *OECD Conference on Capital Formation and Employment*, (27 e 28 de Janeiro).
- Barro, Robert J.** (1990): "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, vol. 98, n°. 5, s103-s125.
- Barro, Robert J., e Xavier Sala-I-Martin** (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Blanchard, Olivier J., e Stanley Fischer** (1990): *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press.
- Dickey, David, e Wayne A. Fuller** (1979): "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, n° 74, Junho, pp. 427-431.
- Eberts, R. W.** (1986): "Estimating the Contribution of Urban Public Infrastructure to Regional Economic Growth", Working Paper n° 8610, Federal Reserve Bank of Cleveland (December).
- Eberts, R. W.** (1990): "Public Infrastructure and Regional Economic Growth", *Economic Review*, n° 26, pp.15-27, Federal Reserve Bank of Cleveland (Quarter 1).

- Eberts, R. W., e Michael S. Fogarty** (1987): "Estimating the Relationship Between Local Public and Private Investment", Working Paper n° 8703, Federal Reserve Bank of Cleveland (May).
- Edwards, Sebastian** (1989): *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment - Exchange Rate Policy in Developing Countries*, The MIT Press.
- Engle, Robert R., e Clive W. J. Granger** (1987): "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, n° 55, pp. 251-276, (March).
- Enders, Walter** (1995): *Applied Economic Time Series*, John Wiley & Sons, Inc.
- Ford, Robert e Poret, Pierre** (1991): "Infrastructures et Productivité du Secteur Privé", *Revue Economique*, n°17, pp. 69-95 (Outono).
- Freitas, Miguel L. de** (1992): "Sobre a Futura Paridade do Escudo: Há Lugar para uma Apreciação Real?", Working Paper n° 183 (Abril), Faculdade de Economia da Universidade Nova de Lisboa.
- Freitas, Vera** (1991): "Séries de FBFC a Preços Constantes", Documento de Trabalho n° 6/91, Departamento Central de Planeamento.
- Freitas, Vera e Conceição Amaral** (1994): "Metodologias de Estimação do Stock de Capital - Aplicação do Método do Inventário Permanente ao Caso Português", *Planeamento*, vol. 16, Departamento Central de Planeamento.
- Flores de Frutos, Rafael, e Alfredo Pereira** (1995): "Public Capital and Aggregate Growth in the United States: Is Public Capital Productive?", San Diego Discussion Paper, 93-31, University of California.

- Gramlich, Edward M.** (1994): "Infrastructure Investment: A Review Essay", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXII pp. 1176-1196 (Setembro).
- Granger, C. W. J.** (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Croos-Spectral Methods", *Econometrica*, nº 37, pp. 24-36.
- Granger, C. W. J.** (1986): "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, nº 48, pp. 213-228.
- Granger, C. W. J. e Paul Newbold** (1994): *Forecasting Economic Time Series*, 2ª ed., Harcourt Brace Jovanovitch Publishers, Academic Press, Inc.
- Hendry, David F.** (1995): *Dynamic Econometrics*, Advanced Texts in Econometrics, eds C. W. J. Granger e G. E. Mizon, Oxford University Press.
- Holtz-Eakin, Douglas** (1988): "Private Output, Gouvernment Capital, and the Infrastructure 'Crisis'", Discussion Paper Series, nº 394, Columbia University (Maio).
- INE** (1960): "O Rendimento Nacional Português", *Estudos* nº 34, Instituto Nacional de Estatística.
- INE** (1972): "As Contas Nacionais Portuguesas de 1958/71", *Estudos* nº 46, Instituto Nacional de Estatística.
- Johansen, Soren** (1988): "Statistical Analisys of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dinamics and Control*, nº 12, pp. 231-254, (June-Sept).
- Johansen, Soren, e Katerina Juselius** (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Aplication to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, nº 52, pp. 169-209.
- Judge, George G. e al.** (1988): *Introduction to the Theory and Praticce of Econometrics*, 2ª ed., John Wiley & Sons, Inc.

- Krugman, Paul R., e Maurice Obstfeld** (1991): *International Economics - Theory and Policy*, 2ª ed., Harper Collins Publishers
- Macedo, J. B., e C. Corado** (1989): "Trade Liberalization and Macroeconomic Stabilization in Portugal: Implications for the Pattern of Competitiveness, 1970-1985", Working Paper nº 107, Faculdade de Economia da Universidade Nova de Lisboa.
- Munell, Alicia H.**, (1990a): "Why Has Productivity Growth Declined ? Productivity and Public Investment", *New England Economic Review*, Jan./Feb., pp. 3-22
- Munell, Alicia H.**, (1992): "Policy Watch: Infrastructure Investment and Economic Growth", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, nº 4, pp. 189-198.
- Murteira, Bento J. F. , Müller, Daniel A. e Turkman, K. Feridum** (1993): *Análise de Sucessões Cronológicas*, McGraw Hill, Lisboa.
- Neves, João César das** (1994): *The Portuguese Economy: A Picture in Figures*, Universidade Católica Editora.
- Oliveira, Vasco e Aníbal Santos** (1977): "O Capital Fixo na Indústria Transformadora Portuguesa, 1947-1974" *Grupo de Estudos Básicos de Economia Industrial*.
- Robalo, Carlos e Paulo Soares Esteves** (1994): "Portuguese GDP and its deflator before 1947: a revision of the data produced by Nunes, Mata e Valério", Estudos e Documentos de Trabalho, WP 4-94 (Maio), Banco de Portugal.
- Santos, Emanuel Augusto dos** (1984): "O Stock de Capital na Economia Portuguesa (1953-1981)", Estudos e Documentos de Trabalho, WP 4-94 (Maio), Banco de Portugal.

- Seitz, Helmut** (1994): "Public Infrastructure Capital, Employment and Private Capital Formation", *OECD Conference on Capital Formation and Employment*, (27 e 28 de Janeiro).
- Sims, Christopher A.** (1980): "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, n° 48, pp 1-49, (Jan.).
- Stein, Jerome L.** (1990): "The Real Exchange Rate", *Journal of Banking and Finance*, n° 14, North-Holland.
- Stein, Jerome L.** (1991): "Fundamental Determinants of Exchange Rates", *Brown University Working Papers* n° 91-26
- Stein, Jerome L.** (1994): "Estimating Equilibrium Exchange Rates", Institute for International Economics, ed. John Williamson, (Setember).
- Stiglitz, Joseph E.** (1988): *Economics of the Public Sector*, 2ª ed., W. W. Norton and Company.
- Tatom, John A.** (1991): "Public Capital and Private Sector Performance", *Federal Reserve Bank of St. Louis Revue*, n° 73(3), pp. 3-15 (May/June).
- Williamson, J.** (1983): "The Exchange Rate System", *Policy Analysis in International Economics*, n° 5, Institute for International Economics.